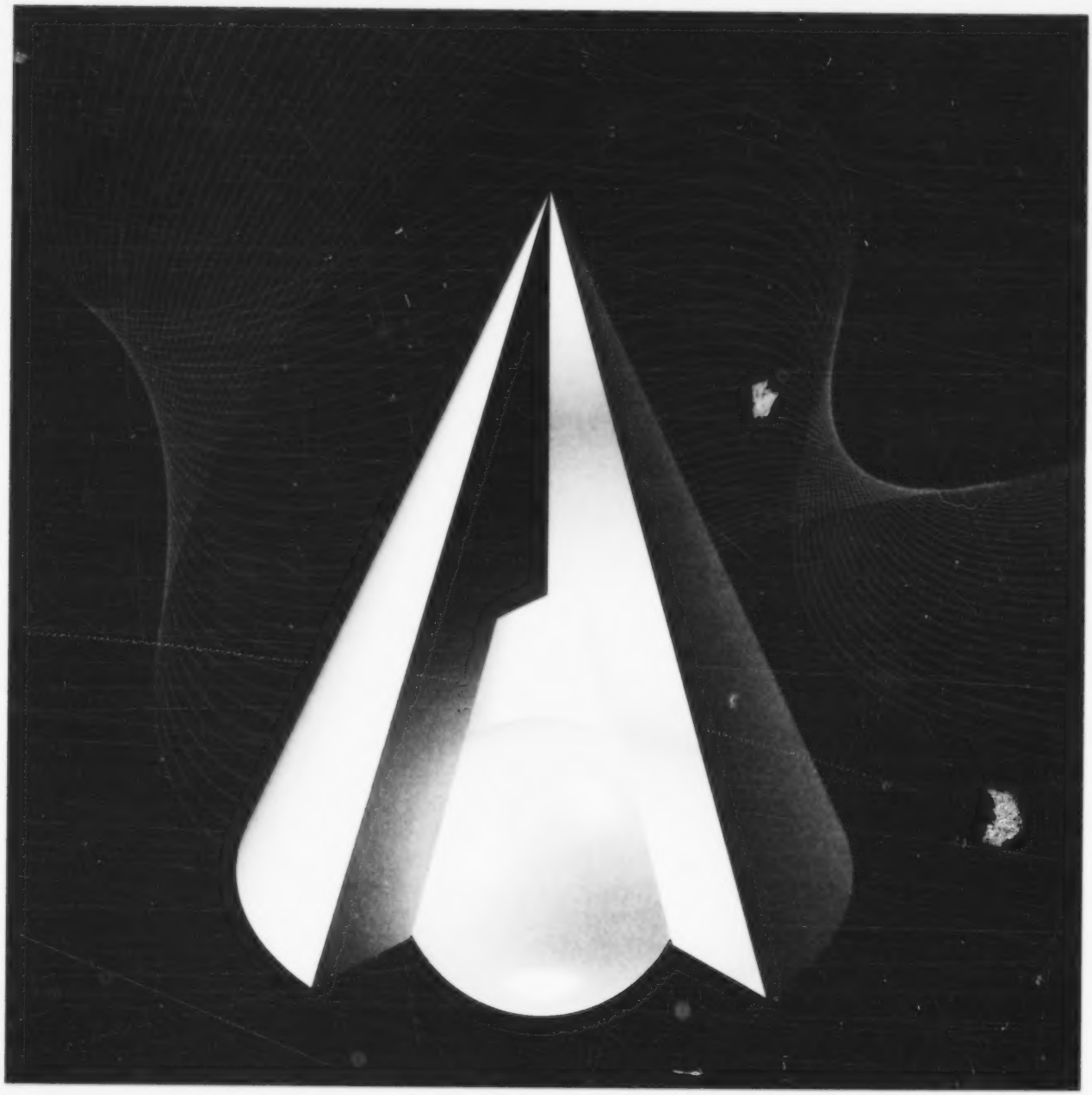
Documents de recherche

Études analytiques

Retour et reprise de migration chez les hommes en âge de travailler

par Abdurrahman Aydemir et Chris Robinson

N° 273



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

Études analytiques
Série de documents de recherche

La Série de documents de recherche que constituent les études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On incite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à l'arrière de ce document.

Les documents de la série sont distribués aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez les télécharger dans Internet à l'adresse www.statcan.ca.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
24e étage, immeuble R.-H.-Coats
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-1804
(613) 951-1667

106-03699/

Retour et reprise de migration chez les hommes en âge de travailler

par Abdurrahman Aydemir* et Chris Robinson**

11F0019 n° 273
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-71132-7

*Études sur la famille et le travail
Statistique Canada
Ottawa K1A 0T6

**Chaire de la CIBC en capital humain
et en productivité
à l'Université Western Ontario

Pour obtenir plus de renseignements :
Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Ce document est disponible dans Internet : (www.statcan.ca)

Mars 2006

Les auteurs désirent remercier Audra Bowlus, Miles Corak, Garnett Picot ainsi que les participants à l'atelier de travail sur les enjeux reliés à l'immigration, tenu en mars 2005 à la Division des études de la famille et du travail, pour leurs commentaires utiles. Ce projet fait partie du programme de recherche de la Division des études sur la famille et le travail, Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English.

Note de reconnaissance :
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises et les administrations canadiennes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Table des matières

1. Introduction 5

2. Recherches antérieures sur la migration de retour 8

3. Dans quelle mesure la nouvelle migration est-elle permanente? 10

4. Facteurs déterminants de la durée de résidence avant le premier départ d'un immigrant depuis l'établissement : migration de retour et de reprise 12

5. Estimations du maintien en résidence des immigrants : comparaison avec les méthodes de recensement 20

6. Conclusions et futurs travaux 23

Tableaux 26

Figures 36

Annexe 51

Bibliographie 53

Résumé

L'immigration récente semble se caractériser par la fréquence des retours ou des reprises de migration, d'où d'importantes conséquences sur la contribution qu'apportent les immigrants à l'économie de leur pays d'accueil. L'absence de données longitudinales a empêché d'analyser outre mesure si la récente migration internationale a plus l'apparence de la migration interne, c'est-à-dire d'une migration provisoire avec un retour possible si la transplantation s'est révélée une erreur. Un nouvel ensemble disponible de données longitudinales sur toute la population immigrante au Canada depuis 1980 nous donne la possibilité de répondre aux questions que pose la nouvelle migration. Les résultats indiquent qu'une forte proportion d'immigrants de sexe masculin en âge de travailler, plus particulièrement les travailleurs qualifiés et les entrepreneurs, sont hautement mobiles sur le plan international.

Mots clés : immigration, migration de retour, catégorie de visas

Codes JEL : J61, J11, J68

1. Introduction

L'immigration représente un enjeu de taille dans de nombreux pays industrialisés. Dans les récents débats d'orientation de politique, deux questions ressortent souvent. Il y a d'abord le rôle que peut jouer l'immigration en prévenant la décroissance ou la stagnation démographique qu'implique la faiblesse des taux de fécondité de ces pays. Selon des estimations, les taux globaux de fécondité de 2002 sont bien inférieurs aux niveaux de remplacement démographique dans un grand nombre de pays industrialisés comme l'Australie (1,77), le Canada (1,60), l'Allemagne (1,39), la France (1,74), l'Italie (1,19), le Japon (1,42), la Suède (1,54) et le Royaume-Uni (1,73), tandis qu'aux États-Unis, ils y correspondent approximativement (2.07)[1]. L'immigration est cette éventuelle source d'accroissement démographique qui compense la faiblesse des taux nationaux de fécondité tant dans l'immédiat par les apports de nouveaux immigrants que dans l'avenir grâce aux taux de fécondité qui sont normalement plus élevés dans la population issue de l'immigration que dans la population de souche au sein du monde industrialisé. Ce rôle de l'immigration a reçu une attention considérable[2].

Il y a ensuite la question du rôle que peut jouer l'immigration sélective en élevant les niveaux de vie dans le pays d'accueil par une augmentation de l'offre de main-d'œuvre hautement qualifiée. Il est souvent allégué que le Canada fait face à une exode des cerveaux vers les États-Unis, et que l'immigration de travailleurs qualifiés peut plus que compenser cet exode. Les États-Unis voient aussi des travailleurs hautement qualifiés arriver en grand nombre chaque année, bien que le niveau moyen de qualification des immigrants des dernières années soit aussi l'objet d'un débat considérable. On convient généralement que les immigrants ne sont pas des personnes sélectionnées aléatoirement dans leur pays d'origine. Ils diffèrent des non-migrants dans leurs caractéristiques tant observées qu'inobservées. Ces effets de sélection tiennent au comportement des migrants mêmes ainsi qu'au comportement du pays d'accueil pour la sélection qu'impliquent les règles nationales adoptées en matière d'immigration.

La contribution qu'apportent les immigrants au pays d'accueil dans l'un et l'autre de ces rôles dépend à la fois du nombre et du niveau de qualification des nouveaux venus — question qui a été étudiée en profondeur — , de la durée de leur séjour dans le pays d'accueil—question moins étudiée — et de la décision de retour ou de reprise de migration — question à laquelle on ne s'est intéressé que récemment . On voit cependant de plus en plus la question du retour ou de la reprise de migration et plus précisément la question du maintien en résidence comme un aspect important qu'il faut étudier davantage[3]. Ce facteur est important parce qu'il peut largement influer sur l'accroissement net de la population du pays d'accueil que détermine l'immigration[4]. Il influe aussi, par le caractère sélectif du processus, sur la qualité du stock migratoire et, si on l'oublie, on se trouve à fausser dans une large mesure les études consacrées à l'assimilation des immigrants[5].

---

1. Source : *The World Factbook*, Washington, D.C., Central Intelligence Agency, 2002; Bartleby.com, 2002.
2. Voir, par exemple, Beach, Green et Reitz (2003).
3. Si on convient de plus en plus de l'importance d'évaluer la migration de retour, le phénomène a en soi une longue histoire. Ainsi, Piore (1979) livre des estimations sur les grands courants de migration de retour hors des États-Unis dans les premières décennies du XX^{e} siècle.
4. Warren et Peck (1980) ont fait voir l'importance numérique de la migration de retour pour qui veut brosser un tableau fidèle de l'accroissement net de la population américaine par l'immigration.
5. Voir Jasso et Rosenzweig (1982) et Borjas et Bratsberg (1996).

Ajoutons que les informations sur la migration de sortie importent pour la conception d'une politique de l'immigration et ont des conséquences sur le plan de l'avantage tiré des coûts d'établissement et d'assimilation. Par exemple, le Canada et les États-Unis sont de grandes terres d'accueil et doivent supporter des coûts d'établissement et d'assimilation pour certaines catégories d'immigrants. Dans la mesure même où un grand nombre d'immigrants retourneront dans leur pays d'origine ou ne feront que séjourner pour un temps dans le pays d'accueil, cet avantage sera moindre si des services sont utilisés. Si la politique de l'immigration est conçue pour attirer des immigrants qui s'établiront en permanence, il importe de comprendre les facteurs déterminants des retours ou des reprises de migration. L'information sur les tendances de la migration de sortie est essentielle si on entend garder cette politique bien à jour. Les études de la migration de retour ont mieux sensibilisé les gens au fait que, pour bien des migrants, la migration n'est pas nécessairement une transplantation définitive. Par ailleurs, on a souvent considéré la migration de retour même comme ayant ce caractère définitif, fût-ce à cause des limites de nos données qui nous empêchaient de traiter le phénomène différemment. Sur un marché du travail qui se mondialise de plus en plus, il convient peut-être mieux d'assimiler davantage la migration externe ou internationale à la migration interne. Au cours de leur vie, les gens peuvent passer de lieu en lieu pour des motifs d'ordre professionnel ou d'autres raisons. Ces dernières années, les entraves à la circulation internationale de la main-d'œuvre ont diminué. En Amérique du Nord, les dispositions de l'ALENA (Accord de libre-échange nord-américain) ont beaucoup facilité cette circulation dans certains cas. On s'est vivement interrogé sur l'existence ou non d'un effet de stimulation de l'ALENA sur la fuite de cerveaux du Canada vers les États-Unis, bien que les études spécialisées ne nous disent pas si ces départs vers les États-Unis ont un caractère définitif ou s'inscrivent dans un mouvement accru de circulation de part et d'autre de la frontière canado-américaine. Un important nouvel ensemble de données pour le Mexique (« le Mexican Migration Project ») a fait naître des recherches sur les mouvements dans les deux sens entre un groupe de villages du Mexique et les États-Unis (Massey et coll. (2002), Munshi (2003), Colussi (2004) et Angelucci (2003)).

Les études antérieures consacrées à la migration de retour, que nous allons brièvement passer en revue, répandent déjà un éclairage sur l'ordre de grandeur de la migration de retour dans plusieurs pays et on a entrepris de modéliser le processus et de vérifier les hypothèses formulées au sujet des grands facteurs qui entreraient en jeu. Il y a cependant eu une large évolution des tendances de l'immigration et, plus particulièrement, des tendances de migration des populations des pays d'origine vers des pays industrialisés comme le Canada et les États-Unis. L'évolution dans le temps des caractéristiques des immigrants et la rapidité de leur assimilation ont suscité un vif débat, mais malgré le lien étroit qui unit les deux phénomènes, on n'a pas étudié l'évolution de la composition de la migration de retour ou de reprise. Le manque de données a aussi empêché d'analyser outre mesure si la migration externe ou internationale prend de plus en plus l'apparence de la migration interne, c'est-à-dire d'une migration provisoire avec un retour possible si la transplantation se révèle une erreur. Un ensemble de données longitudinales en provenance de sources fiscales et portant sur les immigrants au Canada depuis 1980 est maintenant disponible et nous donne la possibilité de répondre aux questions que soulève la nature de la nouvelle migration.

L'analyse comprise dans le présent document repose sur deux méthodes différentes pour l'étude de la reprise et du retour de migration. La première méthode utilise les fiches d'établissement des immigrants, qui rendent compte de toutes les arrivées d'immigrants au Canada, de même que les données des recensements, qui fournissent des renseignements sur le nombre d'immigrants et leurs

caractéristiques à un moment donné après leur arrivée. À partir des renseignements fournis par ces échantillons répétés, on peut examiner les taux d'émigration et leur variation, selon des caractéristiques comme le pays d'origine et le contexte macroéconomique au moment de l'arrivée. La deuxième méthode repose sur les fiches d'établissement et les données fiscales longitudinales et permet de déduire l'émigration à partir des absences de longue durée dans les dossiers fiscaux. Les deux méthodes produisent des estimations très similaires des taux d'émigration et les mêmes résultats qualitatifs quant à la variation de ces taux selon le pays d'origine et l'étape du cycle économique au moment de l'arrivée. Cela laisse supposer qu'une part substantielle des absences des immigrants dans les dossiers fiscaux est liée au fait qu'ils sont absents du pays.

Le fait que les renseignements compris dans les dossiers fiscaux sont fournis sur une base annuelle, contrairement aux données du recensement, qui sont disponibles tous les cinq ans, nous permet de procéder à une analyse plus détaillée de la durée de ces absences et de ses liens avec des caractéristiques importantes des immigrants, comme la catégorie de visa et la capacité linguistique au moment de l'arrivée, données qui ne sont pas présentes dans les dossiers du recensement. L'approche longitudinale reposant sur les dossiers fiscaux nous renseigne sur les facteurs qui déterminent la durée du premier séjour des immigrants au Canada et ce qui se produit par la suite. La durée du premier séjour a tout particulièrement de l'importance pour l'évaluation de la contribution qu'apporte dans l'ensemble ou au cours de sa vie un nouvel immigrant aux effectifs démographiques ou à la population active. Grâce à ces données longitudinales, on peut aussi étudier le caractère intermittent des séjours des immigrants en pays d'accueil. Nous livrons des données sur l'ampleur du phénomène des transplantations multiples chez les immigrants au Canada, d'où l'impression que ni la migration initiale ni la migration de retour n'a de caractère définitif, mais qu'il s'agit là du genre de déplacements provisoires que l'on observe dans la migration interne des travailleurs. L'ensemble de données porte sur une période assez longue pour que nous puissions jauger l'évolution au fil des ans de la sélectivité d'une migration de retour ou de reprise qui peut se révéler provisoire sur le marché du travail mondial.

L'analyse comprise dans le présent document est axée sur un groupe de jeunes hommes qui sont en âge de travailler. L'étude de ce groupe comporte plusieurs avantages, par exemple, leur participation généralement élevée au marché du travail et les taux de saisie élevés des dossiers fiscaux, ce qui fait que les problèmes qui se posent habituellement lorsque l'on étudie l'ensemble de la population immigrante, comme la mortalité, sont moins importants dans ce contexte. Toutefois, ce groupe est aussi plus susceptible de constituer un segment très mobile de la population et, par conséquent, les résultats ne doivent pas être généralisés à l'ensemble de la population immigrante.

Voici comment s'organise notre propos. À la section 2, nous passons brièvement en revue les recherches antérieures sur la migration de retour. Nous faisons ressortir l'importance de cette migration et de sa variation selon les pays d'origine d'après les données de ces études. À la section 3, nous exploitons le caractère longitudinal des données fiscales pour juger de l'intermittence de la déclaration fiscale à titre d'approximation des séjours en pays d'accueil des immigrants arrivés depuis 1980. Nous faisons voir le caractère provisoire de bien des séjours. À la section 4, nous présentons un éventail de données au sujet des facteurs qui influent sur la durée du premier séjour en pays d'accueil ou, phénomène inverse, sur l'importance de la migration de retour ou de reprise. Nous constatons que les retours ou les reprises de migration sont nombreux et que cette fréquence varie nettement selon les périodes et diverses caractéristiques comme les catégories d'immigrants et les

pays d'origine. Une proportion appréciable des cohortes d'arrivée pendant la récession de 1990-1991 ont quitté le pays après un séjour relativement bref, tout comme les migrants en provenance de Hong Kong ou des États-Unis et ceux de la catégorie des gens d'affaires ou des travailleurs qualifiés venant de l'ensemble des pays d'origine.

À la section 4, nous examinons aussi l'échelonnement temporel des sorties en estimant des fonctions hasard pour diverses spécifications. Nous constatons une nette tendance à des taux de hasard particulièrement élevés la première année, après quoi les valeurs tombent rapidement à des niveaux plutôt bas sauf dans le cas des migrants en provenance des États-Unis. Ce phénomène s'observe dans toutes les catégories d'immigrants, indice que le gros de la variation des séjours est attribuable aux différences de taux de hasard dans la première année. Le taux de hasard de la première année est, par exemple, de 0,311 pour la catégorie des gens d'affaires comparativement à 0,167 pour celle des réfugiés et à 0,206 pour la catégorie de la famille. Après cette première année, les taux de hasard sont cependant tous très homogènes et, entre les catégories, les écarts ne sont que de 0,01 à 0,02. La forme différente de la fonction hasard des migrants en provenance des États-Unis indiquerait — on ne s'en étonnera pas — que cette migration internationale particulière ressemble de près à la migration interne. La fonction hasard des migrants en provenance de Hong Kong traduit l'influence très marquée de la cession de ce territoire à la Chine. Notons que la fonction hasard des cohortes de 1980 à 1984, qui ont migré en grande partie avant les pourparlers de cession ou les événements de la place Tian'anmen en 1989, est fort semblable à celles d'autres pays d'origine hors Amérique du Nord. Toutefois, pour les cohortes de 1990 à 1994, on constate une montée considérable des taux de hasard de la première année si on compare ces cohortes aux cohortes antérieures.

Les résultats que nous présentons aux sections 3 et 4 viennent de données sur le comportement de déclaration fiscale plutôt que de données directes sur le comportement de résidence. Le comportement de déclaration fiscale est d'un grand intérêt en soi, puisqu'il permet d'évaluer la contribution de cycle de vie des immigrants nouvellement arrivés au marché du travail et aux recettes fiscales. Toutefois, il est aussi intéressant de faire le lien avec le comportement de résidence et la section 5 offre une comparaison avec une méthode de recensement où la résidence est directement mesurée. Cette méthode est d'une portée bien moindre, parce qu'elle livre des données transversales répétées (et non pas longitudinales) et qu'on n'est pas renseigné sur des caractéristiques comme la catégorie de visas. Avec des cohortes synthétiques et des données de recensement, on a cependant un autre moyen d'estimer un sous-ensemble des résultats obtenus à la section 4 avec le comportement de déclaration fiscale. La comparaison de ces estimations permet de nettement corroborer les résultats présentés à la section 4. À la section 6 enfin, nous tirons un certain nombre de conclusions et évoquons les travaux qu'il reste à faire.

2. Recherches antérieures sur la migration de retour

Les études empiriques de la migration de retour ou de reprise des immigrants ont été gênées par l'absence de données longitudinales sur ces mêmes immigrants où on distinguerait directement ceux qui quittent. Dans maintes études, on utilise des données transversales répétées comme celles d'un recensement national et s'emploie à dégager des estimations sur l'importance de cette émigration. Ainsi, Warren et Peck (1980) utilisent des données des recensements américains de 1960 et 1970 et des statistiques de l'INS (l'Immigration and Naturalization Service) sur les étrangers admis en

résidence permanente pour estimer l'émigration totale dans la période de 1960 à 1970 et la proportion d'immigrants admis entre 1960 et 1970 qui avaient déjà émigré en 1970. Leurs estimations indiquent que plus de un million de gens nés à l'étranger ont quitté les États-Unis au cours de ces 10 ans. Ils en concluent que les conséquences de la forte émigration de gens nés à l'étranger sur la croissance démographique aux États-Unis sont évidentes. Au lieu de dire que 400 000 personnes s'ajoutent chaque année à la population américaine (ce qui est le niveau d'immigration nette que fait actuellement intervenir le Census Bureau dans ses prévisions démographiques), il faudrait plutôt parler d'un apport réel approchant probablement de 250 000 d'année en année[6].

Lam (1994) emploie une méthode de recensement apparentée pour le Canada. Cette méthode par cohortes synthétiques exploite seulement les données de recensement. Les estimations fondées sur les fichiers de microdonnées des recensements de 1971 et 1981 font voir un nombre appréciable de retours ou de reprises de migration. Cet auteur a aussi étudié les covariables de la migration de retour en se reportant aux caractéristiques individuelles que décrivent ces deux recensements. Un résultat commun avec les études qui portent sur les États-Unis est que la migration de retour varie amplement selon les pays d'origine.

Jasso et Rosenzweig (1982) ont pu utiliser le U.S. Alien Address Report Program, qui simule un plan de recherche longitudinale. En combinant les données de ce programme à l'information des registres de décès et à des données d'enquête, ils obtiennent des estimations en valeur nette des taux cumulatifs d'émigration pour la cohorte d'immigrants en règle de 1971 environ huit ans après l'entrée au pays. Un aspect important de ces estimations est qu'elles se présentent par pays d'origine, ce qui permet de songer à certains effets de sélection — peut-être fort appréciables — dans le phénomène de l'émigration. Comme dans les études du passé, Jasso et Rosenzweig (1982) estiment de hauts taux d'émigration. « Le taux d'émigration de toute la cohorte pourrait même être de 50 %. L'émigration de Canadiens a probablement été de l'ordre de 51 % à 55 %. Les taux d'émigration des immigrants en règle d'Amérique centrale, des Antilles (sans Cuba) et de l'Amérique du Sud étaient au moins de 50 % et pourraient même avoir été de 70 %. Par ailleurs, ceux des Coréens et des Chinois ne pourraient pas avoir dépassé les 22 %[7]. » [Traduction] Borjas et Bratsberg (1996) montrent des tendances semblables des taux de migration de sortie par pays d'origine.

Le grand inconvénient avec les méthodes d'estimation de la migration de retour dans ces études est qu'il est impossible d'examiner la migration au niveau individuel, parce qu'on n'a que des données de recensement pour reconnaître les immigrants qui quittent. Comme il n'y a pas de couplages individuels des données administratives et des données censitaires, on est incapable de dégager les caractéristiques individuelles de ceux qui quittent et on doit se contenter de moyennes. On se heurte à d'autres difficultés du fait que ce manque de jumelage oblige à apporter diverses corrections aux chiffres de recensement pour les rendre comparables aux données de la cohorte dans les dossiers administratifs. Sont ici visés les problèmes de dénombrement censitaire, l'immigration clandestine, la mortalité et le fait pour les recensés de se rappeler la date de leur immigration bien des années après. L'impossibilité d'une analyse individuelle par cette méthode fait qu'on ne peut répondre à maintes questions importantes au sujet de la contribution de l'immigration.

---

6. Warren et Peck (1980), p. 79.
7. Jasso et Rosenzweig (1982), p. 289.

Avec les données longitudinales du « Mexican Migration Project » (MMP), on peut examiner les tendances des mouvements de population entre un groupe de villages mexicains et les États-Unis. Un premier exemple de l'exploitation de cet ensemble de données est Massey, Durand et Malone (2002). Cet ensemble a livré une riche information sur le caractère provisoire du gros de cette migration et les données sur les salaires éventuellement touchés au fil des ans dans la région de provenance et la région de destination nous permettent de modéliser ce mouvement de va-et-vient. Les récentes études de Munshi (2003), de Colussi (2004) et d'Angelucci (2003) sont autant d'exemples de cet effort de modélisation. Les données MMP servent à faire la lumière sur un exemple déterminé (cas du Mexique) de cette migration externe de va-et-vient, mais la description se limite à un pays d'origine en particulier. On ne peut non plus brosser le tableau de l'ensemble de la migration de retour ou de reprise pour le pays d'accueil.

Constant et Massey (2002) examinent la migration de retour à l'aide d'un échantillon socio-économique permanent qui a été constitué en Allemagne et qui, à partir de 1984, nous livre des données longitudinales sur quelque 3 000 immigrants en règle. Cette étude s'attache à la sélectivité de cette migration et nous éclaire sur sa nature. Comme dans les études réalisées à l'aide de données de recensement au Canada et aux États-Unis, le pays d'origine est très important. La population immigrante la plus nombreuse vient de Turquie et ses membres sont bien moins susceptibles de retourner dans leur pays d'origine que les immigrants en provenance des pays de l'Union européenne. Les études fondées sur des échantillons permanents nationaux peuvent nous fournir sur la migration de retour et de reprise des renseignements que ne peuvent nous procurer les études qui font appel aux données de recensement. Elles nous indiquent clairement que les retours et les reprises de migration ont tout d'un phénomène important. Elles sont toutefois limitées normalement par la taille relativement modeste de l'échantillon de la population immigrante, surtout à des niveaux de désagrégation.

3. Dans quelle mesure la nouvelle migration est-elle permanente?

Les ensembles de données principalement exploités aux fins de la présente section et de la section 4 sont les fiches d'établissements (SDIODE) et la Banque de données longitudinales sur les immigrants (BDIM). Le fichier SDIODE est une mine de données sur l'immigration. Il relève tous les immigrants en établissement au Canada depuis 1980 et offre une grande diversité de données individuelles et démographiques et de données de programme, notamment sur les catégories d'immigrants. La BDIM joint aux données du SDIODE des informations tirées des dossiers fiscaux, ce qui nous procure un relevé longitudinal des gains des immigrants qui sont restés au Canada après leur établissement[8]. Étant donné que de 10 à 15 % environ des immigrants du groupe d'âge auquel nous nous intéressons ne figurent jamais dans la BDIM, les données du SDIODE sont importantes pour obtenir un dénombrement complet des immigrants. L'aspect longitudinal de la BDIM est d'un grand secours pour l'examen de diverses questions importantes d'immigration. Dans cette section, le SDIODE et les données fiscales servent à juger de l'intermittence possible des séjours des immigrants en pays d'accueil.

8. Pour être pris en compte dans la BDIM, l'individu doit avoir produit au moins une déclaration de revenus après l'établissement.

La BDIM nous renseigne sur le comportement fiscal des immigrants établis depuis 1980[9], mais pour savoir si les intéressés ont travaillé ou résidé au pays pendant toute l'année qui a suivi, il faut consulter les dossiers fiscaux. Pour bien des immigrants, les données fiscales de la BDIM indiquent une déclaration intermittente des revenus. Selon ces dossiers, nombreux sont les immigrants qui, après l'établissement et les premières déclarations fiscales, ne déclarent plus pendant des périodes pouvant atteindre quatre ans pour ensuite recommencer à produire des déclarations. Avec la BDIM, il est impossible de savoir si les intéressés ont quitté le pays un certain temps pour ensuite revenir. Ils pourraient avoir résidé en permanence au Canada et avoir traversé par intermittence des périodes de non-déclaration. Le caractère intermittent des déclarations de revenus offre de l'intérêt en soi. Si non-déclaration fiscale correspond bel et bien à non-résidence selon ce que peut nous amener à croire un marché du travail qui se mondialise de plus en plus, nous pouvons calculer la contribution qu'apporte une cohorte d'immigrants à la population active. Si l'absence de déclaration veut plutôt dire qu'on n'a pas payé d'impôt, on peut calculer la contribution de la même cohorte aux recettes fiscales.

Le tableau 1 compare l'intermittence des déclarations de revenus des immigrants selon le SDIODE/la BDIM aux tendances qui se dégagent d'un échantillon de Canadiens dont le plus grand nombre sont nés au Canada. Nous suivons dans le temps une cohorte d'immigrants de sexe masculin qui étaient âgés de 25 à 30 ans à leur établissement. Nous avons choisi cet échantillon pour obtenir avant tout un groupe en âge de travailler qui se distingue par son activité sur le marché du travail et ainsi réduire le plus possible les probabilités que les intéressés n'aient aucun revenu à déclarer. À la colonne 1, nous indiquons la fraction absente, cette absence se définissant comme le fait de ne pas déclarer sur une période de 10 ans (en ayant peut-être quitté dans l'année même de l'établissement) ou d'avoir déclaré au moins une fois dans les cinq premières années de la période de référence et de ne pas avoir déclaré par la suite quatre ou cinq années d'affilée (en ayant peut-être quitté dans les un à quatre ans ayant suivi l'établissement). Dans le cas des immigrants de 25 à 30 ans qui se sont établis en 1985, une proportion de 20,2 % était absente selon notre définition. Le taux de disparition monte à 33,7 % pour le même groupe d'âge en établissement en 1989. Dans notre définition, l'absence n'a pas à être permanente (voir l'annexe pour plus de détails). La colonne 3 indique cependant que, dans bien des cas, elle dure longtemps. On peut y voir la proportion d'immigrants qui sont absents selon notre définition et que suite à leur établissement, ils n'ont pas réapparu pendant une période de 10 ans. La proportion va de 17,7 % pour les immigrants en établissement en 1985 à 24,6 % pour les immigrants en établissement en 1989.

On peut tirer une certaine indication du degré de correspondance entre non-déclaration et non-résidence d'une comparaison des déclarations fiscales des immigrants et des Canadiens de naissance. C'est de la Banque de données administratives longitudinales (DAL) que vient l'échantillon qui nous sert de groupe de comparaison. Comme la BDIM, la DAL repose sur les dossiers administratifs fiscaux. Pour être pris en compte dans la DAL, on doit avoir produit une déclaration de revenus au moins une fois entre 1982 et 2002[10]. Cette base de données réunit un échantillon représentatif de tous

9. Il y a établissement lorsque des immigrants arrivent au Canada avec les documents de droit d'établissement qui leur confèrent la résidence permanente. Les résidents temporaires qui se trouvent déjà au Canada et qui sont acceptés à titre d'immigrants doivent quitter le pays et y revenir avec leurs documents de droit d'établissement pour acquérir effectivement le statut de résident permanent. Donc, pour un certain nombre de personnes, la résidence permanente pourra commencer à la suite d'une période de résidence temporaire.

10. Le taux de saisie transversale des hommes de 25 à 30 ans dans la DAL s'établit à environ 87 % en proportion de la

ceux qui ont produit une déclaration de revenus, qu'ils soient des immigrants ou non. Le groupe de comparaison idéal est celui des Canadiens de naissance, mais dans la DAL il est impossible de reconnaître les immigrants arrivés au pays avant 1980[11]. Pour plus de cohérence sur les années d'imposition 1985 à 1989 qui sont considérées au tableau 1, les immigrants récents, définis comme arrivés au pays les cinq années précédentes, sont tous exclus des échantillons de comparaison où prédominent donc dans tous les cas les Canadiens de naissance. Les taux de courte absence pour ces échantillons (voir la colonne 2 du tableau 1) sont des plus homogènes dans toutes les années considérées. Pour la cohorte de l'année d'imposition 1985, le taux s'établit à 13,9 % et, pour celle de 1989, à 14,1 %. Les valeurs sont bien inférieures aux taux correspondants des échantillons d'immigrants. En 1985, le taux des immigrants est environ une fois et demie plus élevé et, en 1989, il est plus du double. La même tendance s'observe dans le cas des taux de longue absence. Les taux de l'échantillon de Canadiens de naissance figurent à la colonne 4 du tableau 1. Ils sont de moins de la moitié des taux de l'échantillon d'immigrants. Pour 1989, on constate en fait que le taux des immigrants est triple de celui des Canadiens de naissance, d'où l'impression qu'une bonne partie des immigrants disparus des dossiers fiscaux étaient tout simplement absents du pays. L'analyse livrée à la section 5 à l'aide des données de recensement appuie cette conclusion.

Les deux dernières colonnes du tableau 1 décrivent le comportement de déclaration fiscale intermittente des cohortes tant d'immigrants que de Canadiens de naissance. Les colonnes 5 et 6 indiquent le pourcentage des absences de courte durée qui sont réapparus dans les 10 ans suivant l'année de référence. Les taux de réapparition sont bien moindres dans les échantillons d'immigrants que dans les échantillons de Canadiens de naissance. On devrait s'y attendre si une plus grande proportion d'absence des immigrants est en fait des absences du pays plutôt que des seuls dossiers fiscaux. Notons cependant que, même dans les échantillons d'immigrants, le nombre de réapparitions est appréciable, indice que la résidence au Canada peut être intermittente, tout particulièrement dans le cas des immigrants plus récents. Dans l'ensemble, les données du tableau 1 semblent indiquer que ni la décision de migration ni la décision de retour de migration des immigrants récents au Canada n'ont un caractère définitif. On se doit d'en tenir compte dans la modélisation du comportement des immigrants.

4. Facteurs déterminants de la durée de résidence avant le premier départ d'un immigrant depuis l'établissement : migration de retour et de reprise

La BDIM nous donne la possibilité d'examiner le profil de cycle de vie des immigrants récents sous l'angle de leur comportement de résidence ou de déclaration fiscale au Canada et dans le contexte d'un nouveau marché du travail mondial qui accroît la mobilité des immigrants. Les données de la section 3 nous disent que, tout particulièrement chez les immigrants récents, les séjours au pays

---

population correspondante pour l'année 1985. Les taux de saisie ont nettement augmenté en général dans les tranches d'âge au fil des ans et, pour la cohorte d'âge visée (40 à 45 ans en 2000), la valeur est de 98 % cette année-là. Avec les hauts taux de saisie des années qui suivent, la DAL approche donc d'un dénombrement entier de la population comme le SDIODE peut offrir un dénombrement intégral de la population immigrante.

11. Les cohortes antérieures d'immigrants ne peuvent être reconnues dans ces données. En couplage avec les dossiers du droit d'établissement, la DAL constitue une mine de renseignements sur les immigrants récents (arrivés depuis 1980), les niveaux de scolarité, les catégories de visas, etc., mais des données correspondantes sur la scolarité, par exemple, n'existent pas soit pour les Canadiens de naissance soit pour les immigrants non récents.

peuvent se révéler intermittents, comme le montre le comportement de déclaration fiscale intermittente. Dans la présente section, notre analyse portera sur les facteurs de décalage entre le moment de l'établissement et la *première* période de quatre années consécutives de non-déclaration au lieu de faire appel à une définition arbitraire de la migration permanente de retour. Quelqu'un peut recommencer à déclarer ses revenus après un tel laps de temps. L'analyse est fondée sur le comportement de déclaration fiscale, ce qui fait que le comportement de résidence déduit à partir des dossiers fiscaux peut comporter un certains biais si, par exemple, certaines personnes ne produisent pas de déclaration de revenu pendant quatre années consécutives ou plus, même si elles sont au pays. Nous montrons plus tard, dans la section 5, toutefois, que l'importance du biais est faible[12,13] Nous considérons que la migration externe ou internationale récente subit suffisamment l'influence du marché du travail mondial pour pouvoir traiter tous les séjours dans un pays comme on le fait pour les séjours d'emploi. Dans la migration interne, bien des gens ont des séjours intermittents dans divers emplois ou professions. Tous les déplacements professionnels peuvent s'avérer temporaires, et il est possible de retourner à tous les emplois. L'objet d'intérêt pour nous dans le cadre de la migration interne est l'examen des facteurs de durée de séjour. Dans cette section, nous abordons de la même manière le phénomène de la migration externe ou internationale.

La BDIM décrit une riche diversité de caractéristiques de tous les immigrants, comme la catégorie de visa, le niveau de scolarité et la compétence linguistique. La BDIM permet d'examiner comment les profils de cycle de vie des immigrants sont liés aux diverses caractéristiques qui entrent en ligne de compte dans la politique de l'immigration. Il est en outre possible de distinguer les immigrants selon les régions d'origine et les catégories de visas (travailleurs qualifiés, réfugiés, etc.). Les données que nous allons présenter indiquent que les immigrants ont des profils temporels de résidence au Canada qui varient largement selon les régions et les catégories de visas.

Analyse de régression par intervalles

Dans cette section, nous décrivons les résultats d'une analyse de régression par intervalles portant sur le rôle que jouent les covariables d'intérêt dans la détermination (en mois) de la durée du premier séjour, comme le montre le comportement de déclaration fiscale. Pour notre propos, les séjours en question seront les périodes de résidence. Comme nous l'avons noté à la section précédente, la non-déclaration fiscale n'équivaut pas à la non-résidence, mais une bonne partie de l'absence d'immigrants des dossiers fiscaux semble être une absence du pays. Du point de vue de la

12. La méthode de recensement de la section 5, qui mesure directement la résidence, indique que le comportement de non-déclaration fiscale étudié aux sections 3 et 4 a le plus souvent à voir avec la non-résidence qu'avec la non-déclaration en résidence. Comme il est indiqué ci-après, par exemple, les estimations des taux de maintien en résidence pour la cohorte de 1981, un an et 20 ans après le recensement, sont de 76,2 % et 67,6 %. Les estimations à partir de la méthode des dossiers fiscaux pour les mêmes périodes sont de 78,6 % et 65,5 %.

13. La définition des absences sur la base de périodes plus courtes, comme deux ans, montre que ce type d'absence est plus susceptible de correspondre à des absences à court terme du marché du travail, plus de la moitié des personnes qui connaissent ce type d'absences réapparaissant dans les données. Par ailleurs, une définition de période plus longue que quatre ans produit des résultats très similaires à la définition fondée sur quatre années, les personnes étant absentes des dossiers fiscaux pendant quatre ans étant très susceptibles d'être absentes une ou plusieurs années de plus. L'augmentation de la longueur de la période dans la définition exige aussi de supprimer des cohortes subséquentes qui ne sont pas au pays depuis suffisamment longtemps, ce qui entraîne la perte de données. Compte tenu des estimations très similaires obtenues par la méthode du recensement et par la méthode des déclarations de revenu sur la base d'une définition de quatre ans, nous préférons cette définition.

contribution qu'apporte un immigrant à son pays d'accueil, les périodes de déclaration fiscale ont de l'intérêt en soi, mais il faut savoir que les données visent la déclaration fiscale lorsqu'on interprète les coefficients de cette section comme traduisant les facteurs déterminants des périodes de résidence. Les données sont telles que, si on connaît précisément la date d'établissement — absence donc de troncation des données à gauche — , la date de fin de séjour est seulement connue dans un intervalle parce que la déclaration fiscale est annuelle. Elle peut ne pas être connue du tout à cause d'une troncation à droite[14]. Dans une régression par intervalles, on généralise les modèles de régression en tobits ou à troncation de manière à inclure à la fois les données par intervalles et les données par troncation. La spécification du traitement en tobits s'appuie sur une hypothèse de normalité de distribution. L'examen de la distribution de période de résidence dans nos données en mois indique qu'on s'écarte nettement de la normalité. Les données en expression logarithmique par mois paraissent plus proches de la normalité et ont donc été privilégiées pour l'analyse, bien que les résultats qualitatifs ne soient pas sensibles à cette transformation.

Le tableau 2 livre l'analyse de régression par intervalles de la première période de résidence pour chaque cohorte en établissement de 1980 à 1996[15]. Il s'en dégage un tableau d'ensemble des durées prévues de séjour initial des immigrants dans le temps. La résidence fait l'objet d'une mesure logarithmique en mois. Pour la cohorte omise, celle de 1980, la durée prévue du premier séjour est de log 5,75 mois ou d'un peu plus de 26 ans. On relève des différences très marquées entre les cohortes en établissement avec un minimum de log 5,27 mois ou d'un peu plus de 16 ans pour la cohorte de 1990. Ces différences impliquent une ample variation temporelle de la durée prévue du premier séjour et des probabilités de non-déclaration dans les 20 premières années selon les deux dernières colonnes du tableau 2. Le tout est tiré des coefficients de régression par intervalles du tableau 2 avec l'hypothèse de normalité du modèle pour les données en expression logarithmique par mois. Les figures 1 et 2 tracent la courbe de ces probabilités et de la durée prévue du premier séjour. Elles semblent indiquer de forts effets de cycle économique. Le séjour le plus long (figure 2) et les probabilités de départ les plus faibles (figure 1) sont ceux de la cohorte de 1986. Cette cohorte était suffisamment éloignée du creux de cycle de la période 1990-1991 pour être largement épargnée par cette récession. Il reste que, à mesure que les dates d'entrée des cohortes approchent de l'année de creux de cycle, le séjour s'abrège et les probabilités de départ s'élèvent. Une fois que les dates d'entrée des cohortes dépassent la période de récession, la durée des séjours revient au niveau du milieu des années 1980. C'est pour la cohorte 1990 particulièrement exposée à la récession qu'on relève le séjour le plus court et les plus grandes probabilités de départ.

Le tableau 3 présente les coefficients estimés du modèle de régression par intervalles avec les mesures tirées de la BDIM des caractéristiques individuelles des immigrants. Toutes les caractéristiques sont représentées par des jeux de variables factices, ce qui permet de réduire au minimum les problèmes de forme fonctionnelle. La catégorie omise est celle des personnes seules sans scolarité postsecondaire, compétentes en anglais, admises dans la catégorie de la famille, âgées de 25 à 29 ans à leur établissement et arrivées d'Amérique du Nord dans la cohorte en établissement en 1980. Les intéressés ont une durée de premier séjour de log 4,8 mois ou d'un peu plus de 10 ans. C'est bien moins que la durée prévue pour tous les immigrants en établissement en 1980 selon le

14. Les fiches d'établissement des immigrants comportent des données sur le jour, le mois et l'année d'arrivée. Il est par conséquent possible, par exemple, de faire une distinction entre les immigrants selon leur mois d'arrivée.
15. Voir l'annexe pour la définition exacte d'un séjour.

tableau 2, en grande partie à cause du séjour relativement bref des personnes seules en provenance d'Amérique du Nord. De même, les probabilités de non-déclaration sont moindres. Toutefois, les coefficients des cohortes en établissement présentent des tendances semblables à celles que dégage le tableau 2. Dans la mesure où les covariables appréhendent toutes les autres caractéristiques d'intérêt des cohortes, les variables fictives traduisent l'effet des conditions diverses auxquelles font face les cohortes au Canada. Elles sont en particulier le reflet des conditions économiques régnant dans les quelques premières années qui suivent l'établissement. Les résultats des différentes cohortes en établissement au tableau 3 continuent à nous indiquer les effets de cycle économique selon le tableau 2. Dans les figures 3 et 4, nous traçons la courbe des mêmes probabilités et des mêmes durées prévues de premier séjour que dans les figures 1 et 2. Les figures 3 et 4 tiennent compte des covariables en faisant intervenir les estimations d'une personne de référence ayant les mêmes caractéristiques dans chaque cohorte en établissement. Les tendances par cohorte en établissement sont fort semblables aux figures 3 et 4 et aux figures 1 et 2.

Les effets de caractéristiques individuelles comme la langue et la catégorie de visas sur la durée du séjour d'après les résultats de l'analyse de régression par intervalles au tableau 3 sont mis en courbe aux figures 14 et 15. La compétence linguistique est importante. Notons en particulier que les immigrants bilingues et ceux qui connaissent le français ont généralement des séjours plus courts du quart environ. Les effets de mariage ont aussi leur importance, puisque les immigrants mariés séjournent plus longtemps que les célibataires et que les personnes veuves, divorcées ou séparées dans des proportions respectives de 25 % et de plus de 40 %. On relève des différences statistiquement significatives selon la scolarité, mais les ordres de grandeur sont modestes. Les titulaires d'un grade universitaire ont des séjours d'environ 9 % plus courts que ceux du groupe de référence. L'intervalle d'âge à l'établissement est de 25 à 45 ans dans l'échantillon. Dans cette plage, il n'y a pas de différences marquées.

Le Canada admet les candidats à l'immigration sur la base des liens familiaux, en acceptant des réfugiés, ou par le truchement d'un système de points selon diverses catégories, chacune de celles-ci ayant leurs propres critères d'admissibilité : gens d'affaires, travailleurs qualifiés, et parents aidés. Ces catégories impliquent quelque chose de nettement différent pour ce qui est de la durée des séjours au pays. Les séjours les plus courts sont ceux des gens d'affaires, des travailleurs indépendants, des entrepreneurs et des travailleurs qualifiés, que suivent les parents aidés à cet égard. Les séjours les plus longs sont ceux des réfugiés et du groupe « autres » qui comprend, aspect important, les gens en attente de décision. La catégorie des gens d'affaires se caractérise par des séjours particulièrement brefs qui sont inférieurs de presque 45 % à ceux de la catégorie de la famille. Cette infériorité est d'environ 26 % dans le cas des travailleurs qualifiés qui ont aussi des séjours bien plus courts. Cela va dans le sens d'un marché du travail mondial, car ces groupes sont plus susceptibles de connaître la mobilité que cause l'évolution des conditions relatives du marché du travail dans les divers pays. Tel ne serait pas le cas pour la catégorie des réfugiés où, de fait, les séjours sont de 29 % plus longs.

Les études sur la migration de retour dans le cas des États-Unis dégagent de fortes différences selon les pays d'origine. C'est ce que montre clairement le tableau 3 pour le Canada, les autres covariables importantes étant constantes. Le groupe omis est celui de l'Amérique du Nord. Tous les groupes ont des séjours bien plus longs que ce groupe, les seules exceptions étant Hong Kong et les pays de

l'Amérique du Centre et de l'Amérique du Sud[16]. Les immigrants en provenance d'Europe ou des Antilles et de la Guyane ont des séjours plus de deux fois supérieurs, par exemple. Si on considère l'aiguillon que peut être l'ALENA pour la mobilité en Amérique du Nord, il serait intéressant d'examiner l'évolution de ces effets dans le temps. Ces différences marquées selon les pays d'origine auront d'importantes conséquences sur la permanence de la migration et la contribution globale de l'immigration au marché du travail.

Analyse de durée

L'analyse de régression par intervalles nous permet d'estimer la relation entre diverses caractéristiques et le laps de temps qui s'écoule entre l'établissement et la première disparition des dossiers fiscaux pour une période de quatre années consécutives et plus. On se doit en outre de s'intéresser à l'échelonnement temporel de ces absences. Que celles-ci soient un départ du pays ou une inactivité économique, il importe de se renseigner sur cet échelonnement si on veut évaluer tant l'intégration des immigrants que toute intervention possible sur le plan des politiques. C'est une analyse de durée qui nous livre cette information. Le grand avantage sur l'analyse de régression par intervalles est qu'il devient possible d'assouplir la forte hypothèse de distribution nécessaire à cette information dans le cas de l'analyse de régression par intervalles.

Les données de la BDIM sur les déclarations fiscales sont source d'observations annuelles. Lorsqu'on relève une absence des dossiers fiscaux, on ignore la date de l'absence effective par non-résidence ou inactivité économique. On sait que cette date se trouve dans un certain intervalle qui est celui des dossiers de déclaration fiscale. Il se pose un problème de calcul de fonctions empiriques de survie et de hasard par la méthode type de Kaplan-Meier si les durées de survie sont traitées comme des observations prises sur une variable continue. On peut procéder par analyse de tables de survie pour produire des estimations empiriques de survie et de hasard lorsque les données de survie sont regroupées en intervalles. Voici la procédure applicable :

Soit τ_i les durées individuelles de disparition ou de troncation après agrégation dans K intervalles temporels, $I_k = [t_k, t_{k+1}),\ k = 1,2,...,K$, et soit

d_k = nombre de disparitions dans l'intervalle I_k,

m_k = nombre de fins de période en troncation dans l'intervalle I_k,

N_k = nombre de personnes exposées à « disparaître » au début de I_k.

L'estimation de limite des produits de la fonction de survie se définit ainsi :

$$S_k = \prod_{k=1}^{k} \left(\frac{n_k - d_k}{n_k} \right),$$

où $n_k = N_k - m_k / 2$ est le nombre corrigé de personnes exposées à disparaître au début de l'intervalle.

Avec cette procédure, on peut tenir compte de ce que les données de survie sont regroupées en intervalles, mais pour une application bien précise, il faut que le point initial soit toujours le même. Si on se reporte aux données sur l'ensemble des immigrants qui arrivent en décembre, tous les intervalles seront d'un an. On peut accroître la taille d'échantillon en groupant les mois et, à titre

16. Le cas particulier que représente Hong Kong est examiné plus en détail dans la suite de cet exposé.

d'approximation, en posant l'existence d'une date commune d'arrivée. La fonction empirique de survie de la première absence pour l'échantillon de décembre nous est donnée par la figure 5, qui estime un taux de survie d'environ 78 % à la fin de la première année suivant l'arrivée et d'un peu plus de 63 % vingt ans après l'établissement. La plupart des premières absences se produisent dans la première année. C'est ce que nous dit aussi le taux de hasard empirique de la figure 6. Ce taux décroît largement dans la première année, puis progressivement jusqu'à une valeur nulle. Ces figures nous aident à tracer la forme fondamentale de la fonction hasard, facilitant l'élaboration d'une bonne spécification pour le modèle de régression dite de hasards proportionnels que nous allons ensuite employer.

Le tableau 4 nous livre les estimations d'une analyse à variables multiples de la durée jusqu'à la première absence à l'aide d'une régression de hasards proportionnels qui est discontinue dans le temps (données regroupées). La liste des caractéristiques individuelles est celle qui, à la section précédente, a servi à l'analyse de régression par intervalles. Dans ce modèle de durée, on regarde les effets des mêmes facteurs et choisit la même catégorie omise, ce qui facilite les comparaisons entre les deux modèles.

Le modèle appliqué est fondé sur Prentice-Gloecker (1978). Appelé modèle bilogarithmique complémentaire (« cloglog » pour « complementary log-log »), il peut s'interpréter comme le modèle discontinu dans le temps qui correspond à un modèle de hasards proportionnels continu dans le temps. On suppose que ce modèle sous-jacent est continu, mais les données de durée de survie se présentent par bandes (ou groupes). Posons qu'il y a N personnes ($i = 1,...,N$) qui, chacune, entrent dans un état (établissement au Canada) au moment t=0. Posons aussi que la fonction hasard instantanée (correspondant à la première absence de quatre années consécutives des dossiers fiscaux) de la personne i au moment t>0 prend la forme des hasards proportionnels :

$$\theta_i(t, X) = \theta_0(t)\exp(\beta \cdot X_{it}),$$

où $\theta_0(t)$ est la fonction hasard de référence qui peut revêtir une forme paramétrique ou non, où X_{it} est un vecteur de covariables récapitulant les différences entre les personnes au moment t et où β est un vecteur de paramètres à estimer. Par souci de simplicité, posons enfin que tous les intervalles sont d'une durée unitaire (un mois, par exemple), de sorte que, pour chaque personne i, la durée relevée corresponde à l'intervalle $[t_i - 1, t_i)$.

Les personnes relevées comme ayant quitté l'état (disparition) nous sont indiquées par la variable de troncation $z_i = 1$ et celles qui sont toujours dans cet état sont prises en compte dans les données de durée en troncation à droite et désignées par $z_i = 0$. On peut exprimer la fonction de vraisemblance de ce problème en fonction hasard de la manière suivante :

$$\log L = \sum_{i=1}^{n} \left\{ z_i \log \left\{ h_{t_i}(X_{it_i}) \prod_{s=1}^{t_i - 1} [1 - h_s(X_{is})] \right\} + (1 - z_i) \log \left\{ \prod_{s=1}^{t_i} [1 - h_s(X_{is})] \right\} \right\},$$

où le hasard à temps discontinu dans le j^e intervalle nous est donné par

$$h(t_j, X_{ij}) = 1 - \exp[-\exp(\beta \cdot X_{ij} + \gamma_j)]$$

et où γ_j est le hasard de la droite de référence[17,18].

Soit $y_{it} = 1$ si la personne *i* quitte l'état dans l'intervalle $[t-1,t)$ et $y_{it} = 0$ dans les autres cas. La « logvraisemblance » peut alors être reformulée :

$$\log L = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{t_i} \{y_{ij} \log h_j(X_{ij}) + (1 - y_{ij}) \log[1 - h_j(X_{ij})]\}.$$

L'interprétation des coefficients β_k est la variation proportionnelle du hasard θ pour une variation d'une unité dans X_k. Les coefficients exponentiés, exp(β_k), nous donnent les rapports de probabilité pour une comparaison des taux de hasard dans le groupe de référence. Comme les estimations de tables de survie indiquaient des taux de hasard élevés les premières années et une forte décroissance par la suite, nous avons adopté une spécification de hasard constant par morceaux en droite de référence. Cette spécification semi-paramétrique permet de varier les taux de hasard selon le laps de temps écoulé depuis l'établissement.

La figure 7 nous livre des indications sur l'ajustement du modèle « cloglog » dans l'ensemble. Elle compare la fonction empirique de survie de la figure 5 et la fonction de survie prévue estimée par le modèle « cloglog » pour une spécification de hasard constant par morceaux en droite de référence. Les fonctions de survie se ressemblent fort, indice d'un bon ajustement du modèle de durée dans l'ensemble.

Le tableau 4 indique les estimations des coefficients β dans le modèle bilogarithmique complémentaire. Il s'agit de la même liste de covariables que dans la régression par intervalles, mais on se trouve à mesurer l'effet sur le hasard de la non-déclaration au lieu de la durée de séjour. Les deux modèles dégagent des tendances très homogènes des résultats pour les cohortes en établissement et les autres covariables. C'est la cohorte de 1990 qui présente la valeur de hasard la plus élevée; les valeurs les plus basses sont celles de 1986 dans la décennie 1980 et de 1993 à 1995 dans la décennie 1990. On retrouve exactement les résultats de la régression par intervalles du tableau 3. Les coefficients des deux modèles ne sont pas directement comparables, mais les effets peuvent être comparés par les estimations respectives des probabilités dans les dernières colonnes des tableaux 3 et 4. Les probabilités estimées se correspondent dans les deux tableaux.

Les variables indépendantes ont toutes des effets semblables dans les deux modèles. Les différences marquées selon les catégories de visas, les régions d'origine et la compétence linguistique sont toutes présentes dans le modèle de durée. Dans l'un et l'autre des modèles, les probabilités de non-déclaration sont plus élevées d'environ 5 points de pourcentage pour l'unilinguisme français ou le bilinguisme que pour l'unilinguisme anglais. Les gens qui entrent au pays dans la catégorie des gens d'affaires sont d'environ 10 points de pourcentage plus susceptibles d'être absents dans les deux

17. Le paramètre γ_j propre aux intervalles peut varier selon ceux-ci, d'où la possibilité d'un traitement non paramétrique de la fonction de durée. Si on suppose que le hasard est le même pour plusieurs intervalles, on obtient un hasard constant par morceaux en droite de référence. On peut aussi spécifier paramétriquement le hasard de droite de référence par un modèle de Weibull ou un polynôme du n^e ordre.

18. À noter que la spécification du taux de hasard implique : $\log(-\log[1 - h_j(X)] = \beta \cdot X + \gamma_j$, d'où la désignation de modèle « cloglog ».

modèles. Par ailleurs, les différences selon les régions d'origine sont un peu exagérées au tableau 4. Pour l'Europe par exemple, les probabilités sont supérieures d'environ 20 points de pourcentage au tableau 4 et 15 points de pourcentage au tableau 3. Dans l'ensemble, les tendances sont des plus convergentes dans les deux modèles et les ordres de grandeur dégagés se ressemblent, mais les probabilités sont généralement un peu inférieures dans le modèle de durée.

Échelonnement temporel des disparitions

Les taux de hasard du modèle de durée font voir l'échelonnement temporel de non-déclaration. Les résultats que nous avons présentés révèlent que, pour bien des catégories d'immigrants, les séjours peuvent être plutôt brefs, plus particulièrement dans le cas des gens d'affaires ou des travailleurs qualifiés. L'examen de la forme de la fonction hasard nous dit que cela tient avant tout à des taux de hasard particulièrement importants dans la première année qui suit l'établissement. Aux figures 8a et 8b, nous traçons la courbe des fonctions estimées de hasard et de survie discontinues dans le temps par catégorie de visas à l'aide de la version « cloglog » du modèle des hasards proportionnels, et ce, avec un hasard par morceaux en droite de référence. À la figure 9, les mêmes fonctions hasard linéaires par morceaux sont mises en courbe sans contrainte de proportionnalité, c'est-à-dire dans des estimations distinctes de modélisation selon les catégories de visas. Il ressort de ces deux figures que, pour toutes les catégories d'immigrants, les taux de hasard sont hauts la première année pour ensuite décroître rapidement et tomber à des niveaux plutôt bas, indice que le gros de la variation de durée des séjours s'explique par les différences de taux de hasard dans la première année[19]. Ainsi, le taux de hasard de première période de la catégorie des gens d'affaires est de 0,311 comparativement à 0,167 pour les réfugiés et à 0,206 pour la catégorie de la famille. Par la suite, les taux de hasard se font des plus convergents et, entre les catégories, les écarts ne sont ordinairement guère plus de 0,01 à 0,02. Les estimations avec et sans contrainte se ressemblent de près, bien que le modèle sans contrainte montre un taux de hasard initial qui est particulièrement élevé pour la catégorie des gens d'affaires et une tendance plus nette pour la catégorie des travailleurs qualifiés à présenter constamment un nombre non négligeable de disparitions sur une période de plusieurs années.

Des différences de forme de la fonction hasard selon les pays d'origine apparaissent aux figures 10a, 10b et 11. Dans les deux premières, nous traçons la courbe des fonctions estimées de hasard et de survie discontinues dans le temps selon les pays d'origine à l'aide de la version « cloglog » du modèle des hasards proportionnels et avec un hasard par morceaux en droite de référence. À la figure 11, nous mettons en courbe les mêmes fonctions hasard linéaires par morceaux sans contrainte de proportionnalité et les estimations distinctes de modélisation selon les pays d'origine. Les tendances se ressemblent dans les deux figures, mais les estimations sans contrainte de la figure 11 font nettement voir que la forme de la fonction hasard est différente pour l'Amérique du Nord et que Hong Kong présente une valeur « aberrante » pour l'importance de la différence dans les valeurs de hasard de la première année. Dans le cas des immigrants en provenance des États-Unis, les taux de hasard tendent indubitablement à prendre des valeurs plutôt élevées sur un grand nombre d'années après l'établissement. Pour les autres pays d'origine, on constate une décroissance à des niveaux très bas après la première année. On peut donc penser que l'immigration en provenance des États-Unis

19. Les taux de hasard estimés sont discontinus par la nature même des données. Il est impossible d'estimer l'échelonnement des taux dans la continuité temporelle, c'est-à-dire le long des divers intervalles de 12 mois. On ne peut donc malheureusement préciser la forme de la fonction hasard dans les 24 premiers mois où se produit le gros de la variation.

est particulièrement assimilable à une migration interne. En d'autres termes, la migration serait d'un coût relativement faible et les probabilités de reprise de migration selon l'évolution des différences salariales ou les besoins de carrière seraient relativement grandes.

Hong Kong représente un cas particulier à cause de l'incidence sur la migration au Canada de l'imminence de la cession de ce territoire à la Chine (en 1997). Le droit de résidence au Canada est devenu particulièrement intéressant et plusieurs entrepreneurs s'en sont prévalu en immigrant sous la catégorie des gens d'affaires. La figure 12 indique les immigrants en établissement au Canada de 1980 à 1996 qui venaient de Hong Kong. Cette migration a sûrement beaucoup augmenté après 1984, année de signature de la codéclaration sino-britannique. La figure 13 compare les taux de hasard estimés des établissements en provenance de Hong Kong dans les périodes de 1980 à 1984 et de 1990 à 1994. Après la première année, les taux sont les mêmes, mais dans cette première période ils demeurent radicalement différents. Pour les cohortes de 1980 à 1984, la fonction hasard rappelle directement la fonction du reste de l'Asie (figure 11), mais pour les cohortes de 1990 à 1994, les taux de la première année sont bien supérieurs à ceux du reste de l'Asie et aux taux antérieurs de Hong Kong, d'où l'impression que, pour une proportion appréciable de ces immigrants en établissement, la migration aurait été favorisée par la volonté de devenir citoyens plutôt que par la perspective d'un long séjour au Canada.

5. Estimations du maintien en résidence des immigrants : comparaison avec les méthodes de recensement

La BDIM nous renseigne sur le comportement de déclaration fiscale, plutôt que de directement viser le comportement de résidence. Les données de la section 3 semblent indiquer que les deux phénomènes sont étroitement apparentés, du moins chez les hommes. Dans les études antérieurement consacrées à la migration de retour, un grand centre d'intérêt est l'estimation du taux de maintien en résidence des immigrants en réponse à la question suivante : s'il y a migration de retour, quelle proportion d'immigrants restent dans le pays d'accueil? Les données de recensement servent à ce calcul. Dans la présente section, nous offrons des estimations du maintien en résidence des immigrants au Canada à l'aide d'un cadre conceptuel analogue à celui qu'emploient Borjas et Bratsberg (1996) pour les États-Unis. Ces auteurs font intervenir un taux général d'émigration ainsi défini :

$$q(t, t') = [I(t) - R(t')] / R(t')$$

où I(t) est le nombre de gens qui immigrent dans l'année t et R(t'), le nombre de ces immigrants qui restent au pays au moment t'. La source de caractérisation de I(t) dans Borjas et Bratsberg (1996) est les microdonnées de l'INS qui relèvent tous les immigrants en règle admis aux États-Unis du 1er juillet 1971 au 30 septembre 1986. La source descriptive de R(t') est le recensement de 1980 et, dans ce cas, t' est le 1er avril 1980[20]. Les sources correspondantes pour le Canada sont le SDIODE

20. Il a fallu procéder à certaines corrections pour rendre les données de recensement comparables aux données de l'INS. Il fallait en particulier une estimation de l'immigration clandestine, puisque l'INS ne tient compte que des immigrants en règle. Ajoutons qu'on a fixé l'âge des cohortes d'immigrants au 1er avril 1980 par les taux de mortalité selon l'âge et le sexe afin d'estimer la survie. Pour une description plus détaillée des corrections apportées, voir Borjas et Bratsberg

pour I(t) et les données du recensement canadien pour R(t'). On peut alors mesurer le maintien en résidence des immigrants dans notre pays par la proportion d'immigrants arrivés au moment t au pays et qui y sont toujours au moment t' :

$$r(t',t) = R(t')/I(t)$$

Le tableau 5[21,22] indique l'échelonnement temporel des proportions d'hommes en maintien de résidence, r(t',t), dans les cohortes en établissement par an qui correspondent aux périodes du recensement canadien. Les tendances temporelles sont fort semblables à celles que décrivent l'analyse de régression par intervalles et l'analyse de durée à l'aide de la BDIM. Les années de recensement de 1981 et 1991 étaient toutes deux des années de récession, ce que n'étaient pas 1986 et 1996. Si on compare chaque paire d'années, les taux de survie sur cinq ans sont bien moindres dans le cas des cohortes les plus récentes. Pour l'ensemble des hommes, la proportion de maintien en résidence après cinq ans dans la cohorte de 1981 est de 80,9 % contre 72,6 % dans la cohorte de 1991, ce qui représente une baisse de 10 %. Les taux de survie après 10 ans sont encore plus en décroissance : dans la cohorte de 1981, la proportion de maintien en résidence après 10 ans est de 77,5 % et, dans la cohorte de 1991, de 64,0 %, une diminution de 17 %. De même, entre les cohortes de 1986 et 1996, la proportion de maintien en résidence après cinq ans tombe de 90,2 % à 76,3 %, une baisse de 15 %.

La population d'immigrants de sexe masculin comprend des travailleurs et des non-travailleurs dont les taux d'émigration subiront sans doute l'influence variée d'un éventail de facteurs. Dans la moitié inférieure du tableau 5, nous présentons les proportions de maintien en résidence des hommes qui, à leur établissement, étaient âgés de 25 à 35 ans de manière à appréhender la population jeune en âge de travailler. Les tendances observées dans toute la population masculine montrent un taux encore plus élevé de mobilité dans cette population. Dans les cohortes de 1981 et 1991, les proportions de maintien en résidence après cinq ans sont respectivement de 76,2 % et 63,7 %, une décroissance de 16 %; pour le maintien en résidence après 10 ans, cette même décroissance d'effectifs est de 26 %. Pour les cohortes de 1986 et 1996, la proportion de maintien en résidence après cinq ans diminue de 25 %. La décroissance est importante entre les cohortes en établissement séparées par une décennie seulement. Notons le même effet de cycle économique observé dans les sections précédentes avec de

---

(1996), p. 168 à 170.

21. On se trouve à oublier les problèmes de mortalité et d'immigration clandestine que traitent Borjas et Bratsberg (1996) en s'attachant aux tendances plutôt qu'aux valeurs absolues. L'hypothèse implicite est celle d'une stabilité des taux de cette mortalité et de cette immigration clandestine pendant la période considérée.

22. Michalowski (1991) emploie une méthode semblable pour le Canada, et ces estimations permettent d'éclairer les projections démographiques. Dans cette étude cependant, on s'attache à tous les groupes d'âge à l'établissement au lieu du seul groupe d'âge de 25 à 45 ans. L'auteur évoque aussi le problème de surdénombrement et de sous-dénombrement au recensement, mais apporte seulement une correction de sous-dénombrement aux estimations, celui-ci ayant tendance à donner des taux supérieurs de maintien en résidence. Les résultats figurant dans cette étude montrent que les taux d'immigration varient selon l'étape du cycle économique au moment de l'arrivée, ainsi que le pays d'origine et la catégorie de visa. Par conséquent, les résultats laissent supposer que les transitions touchant le pays d'origine et la répartition des catégories de visas des immigrants au fil du temps, de même que la situation macroéconomique différente, sont des facteurs importants de l'estimation des taux d'immigration aux fins des projections démographiques. À cette fin, des estimations de l'ensemble de la population immigrante sont nécessaires, et la méthode fiscale comporte certaines limites, étant donné le faible taux de données recueillies pour certains groupes, comme les enfants. La méthode pourrait être améliorée en définissant la famille comme unité d'analyse pour surmonter une part du problème. Les données disponibles pour la présente étude ne comportent pas les éléments nécessaires pour la définition de familles.

faibles taux de maintien en résidence des cohortes arrivées au pays dans les années censitaires de creux de cycle de 1981 et 1991 de part et d'autre du haut taux de l'année censitaire de crête de cycle de 1986.

À la section 3, nous avons démontré à l'aide des dossiers de déclaration fiscale que la région d'origine avait une très grande incidence sur les taux de survie. Au tableau 6, nous examinons les taux de maintien en résidence (par les données de recensement) selon les régions d'origine, caractéristique que décrivent tant le recensement que les dossiers du droit d'établissement. Les tendances qui se dégagent des résultats ressemblent fort à celles que font voir les dossiers fiscaux. Parmi les groupes du tableau 6, on relève les taux les plus bas pour l'Amérique du Nord et les plus hauts pour l'Afrique. Les tailles d'échantillon de cette ventilation par pays d'origine sont bien moindres qu'au tableau précédent et, pour l'Afrique par exemple, les estimations ponctuelles sont de plus de 100 %. Il n'y a pas que le problème des tailles d'échantillon toutefois, puisque la combinaison des données de recensement et des données sur le droit d'établissement dont nous venons de parler cause d'autres problèmes. Il faut donc user d'une certaine prudence dans l'interprétation des ordres de grandeur présentés.

Dans l'ensemble, les tendances observées à l'aide des données de recensement, lorsqu'elles se prêtent à une comparaison, appuient les tendances constatées au moyen des données de déclaration fiscale dans la BDIM. Ainsi, la cohorte en établissement et le pays d'origine ont tous deux les mêmes effets. La BDIM permet une analyse bien plus riche, puisqu'elle renseigne sur d'autres caractéristiques importantes de l'immigration comme les catégories de visas. Dans la mesure même où les tendances selon les données de recensement et les dossiers de déclaration fiscale sont très convergentes lorsqu'elles peuvent se comparer, on est plus justifié d'utiliser les dossiers fiscaux pour analyser les autres caractéristiques décrites par la BDIM, ainsi que pour effectuer, au niveau individuel, une analyse longitudinale que ne permettent pas les données de recensement.

Le tableau 7 fait voir une comparaison des définitions respectives selon les dossiers fiscaux et les données de recensement. Dans un calcul des taux de maintien en résidence où une période de quatre années consécutives de non-déclaration fiscale équivaut à une émigration, ce tableau nous dit que les taux sont proches des estimations du tableau 5. Le taux de maintien en résidence après 20 ans des hommes âgés de 25 à 35 ans à l'établissement selon le tableau 5 est de 67,6 % comparativement à 65,5 % au tableau 7. Les taux de maintien après 15 ans sont identiques pour la cohorte de 1986; le taux de la cohorte de 1981 est inférieur d'environ quatre points de pourcentage au tableau 7. Pour les années 1991 et 1996, les estimations que nous livrent les deux méthodes indiquent une décroissance depuis 1986, mais celle-ci est moindre dans le cas des dossiers de déclaration fiscale. Comme on a changé la question posée en 1991, les données de recensement ne répondent pas de façon précise. Cette année-là, on a interrogé précisément les recensés sur l'année d'obtention du statut d'immigrant reçu; auparavant, la question était plus vague, puisqu'on demandait aux recensés en quelle année ils avaient immigré au Canada, l'année d'immigration ne correspondant pas toujours à l'année d'établissement. Ce pourrait être une explication partielle de la différence, mais il se peut aussi que le comportement de déclaration fiscale évolue dans le temps. Pour avoir droit à divers transferts gouvernementaux comme la prestation fiscale pour enfants vers la fin des années 1980 et au début des années 1990, les particuliers devaient produire leurs déclarations de revenus même s'ils n'avaient pas d'impôt à payer. Cette exigence n'existait pas avant, et il pourrait y avoir eu une

incidence sur les comportements de déclaration fiscale[23]. Les estimations du maintien en résidence à l'aide des données de recensement ne parlent ni de disparition ni de réapparition. Elles mesurent la proportion d'une cohorte qui se trouve au pays à un moment déterminé, que les immigrants en question aient été là tout le temps ou aient quitté le pays et y soient revenus. Dans les estimations du tableau 7 à l'aide des dossiers de déclaration fiscale, on néglige le phénomène de la migration de retour, dont on sait par la section 3 qu'il était plutôt important dans le cas des cohortes plus récentes. Si on en tient compte, les estimations du maintien en résidence du tableau 7 à l'aide des dossiers fiscaux peuvent être en hausse significative.

Dans l'ensemble, les résultats de ce même tableau font voir que le comportement de déclaration fiscale est étroitement lié au comportement de résidence, ainsi qu'en témoignent les estimations des taux de maintien en résidence. D'un intérêt tout particulier est leur degré d'apparentement que révèle la forme de la fonction hasard. Les estimations de taux de hasard de la section 4 (figure 5) indiquent une très forte décroissance dans la première année. Le taux de survie baisse à 78 % environ à la fin de la première année et se fait bien plus progressif par la suite. Les données des recensements de 1991 et 1996 dégagent la même tendance fondamentale et des ordres de grandeur des plus convergents pour la décroissance initiale. Dans le cas de la cohorte en établissement en 1990, le recensement de 1991 indique un taux de survie de 79,4 % et, dans celui de la cohorte de 1995, le recensement de 1996 montre un taux de 82,5 %[24]. Les diminutions postérieures des taux de survie sont bien moindres. Les valeurs impliquent une très grande similitude des taux de hasard avec ceux qui sont estimés à l'aide des données de déclaration fiscale. Ainsi, même pour la première année qui suit l'établissement où un grand nombre de disparitions ont lieu, le comportement de déclaration fiscale semble se faire en gros le reflet du comportement de résidence que mesurent les données de recensement.

6. Conclusions et futurs travaux

On est de plus en plus porté à croire que, comme la migration interne, la migration externe ou internationale n'a rien de permanent et que nombreux sont les immigrants qui reviennent, peut-être même bien des fois, dans leur pays d'origine ou reprennent leur migration vers un autre pays. La BDIM nous donne la possibilité d'étudier le phénomène en considérant un groupe nombreux d'immigrants venant d'une grande diversité de pays d'origine, et ce, sur une période de plus de 20 ans. L'analyse effectuée dans le présent document nous permet d'estimer l'ampleur des retours et des reprises de migration, ainsi que les mouvements plus répétés encore de va-et-vient. Elle fait aussi

23. La figure A1 en annexe présente les taux de déclaration fiscale selon le sexe et pour la période de 1980 à 2000 de ceux et celles qui étaient âgés de 25 à 35 ans dans l'année d'imposition. Les taux des femmes se sont accrus d'environ quatre points de pourcentage dans les années 1990; chez les hommes, l'effet a été bien moindre. Ainsi, le comportement de déclaration des femmes semble plus sensible aux changements d'encouragements à la déclaration du type qui a été observé dans cette période. En limitant l'échantillon aux hommes, on réduit la sensibilité des estimations à la variation temporelle du comportement de déclaration fiscale.

24. Il existe une autre méthode pour estimer les taux d'émigration à partir du comportement de déclaration fiscale, à savoir le recours à un échantillon des déclarants uniquement, c'est-à-dire ceux qui figurent dans la BDIM. De 10 à 15 % environ des immigrants n'apparaissent jamais dans les dossiers fiscaux. Si nous restreignions notre échantillon à ceux qui apparaissent dans la BDIM, les taux d'émigration estimés représenteraient la moitié de ceux découlant de la méthode du recensement. Ce biais dans les estimations fait ressortir l'importance d'utiliser l'ensemble des immigrants, plutôt que les déclarants uniquement, aux fins de l'analyse.

le lien entre le comportement prévu de résidence dans leur cycle de vie des cohortes d'immigrants en établissement depuis 1980, d'une part, et des caractéristiques individuelles diverses, d'autre part. Comme la BDIM nous renseigne sur toutes les caractéristiques qui interviennent dans l'évaluation numérique à laquelle sont soumis au Canada les candidats à l'immigration, les données en question sont particulièrement éclairantes dans tout examen des modifications à apporter à la politique de l'immigration en ce qui concerne l'évolution de ce système d'évaluation numérique.

Il est clair qu'une bonne partie de la migration au Canada revêt un caractère provisoire. Le taux d'immigration estimé, 20 ans après l'arrivée, se situe à environ 35 % chez les jeunes immigrants en âge de travailler. Environ 6 immigrants sur 10 qui quittent le pays le font au cours de la première année suivant l'arrivée, ce qui laisse supposer que de nombreux immigrants prennent leur décision relativement rapidement après leur arrivée. Une fois contrôlées d'autres caractéristiques, les taux d'immigration sont plus élevés chez les immigrants en provenance de pays comme les États-Unis et Hong Kong, de même que pour ceux appartenant à la catégorie des travailleurs qualifiés ou détenant un visa de gens d'affaires. Parmi les immigrants qui appartenaient à ces catégories, environ quatre sur dix sont partis dix ans après leur arrivée. Dans le cas de la catégorie des parents aidés et des réfugiés, les taux correspondants étaient d'environ trois sur dix et deux sur dix. Enfin, les taux d'immigration sont plus élevés chez les personnes qui sont arrivées pendant des périodes de récession. Par exemple, les immigrants qui sont arrivés dans les années 90 étaient plus susceptibles dans une proportion d'environ 50 % de partir que ceux qui sont arrivés en 1986, une fois contrôlées les autres caractéristiques. Comme toute la migration peut présenter ce caractère provisoire, on doit tenir compte des probabilités qu'un immigrant se trouve au pays à chaque moment du reste de sa vie lorsqu'on calcule la contribution qu'il peut apporter aux effectifs démographiques, à la population active ou au stock de capital humain d'un pays. L'analyse de durée de la section 4 est l'amorce de l'information à recueillir pour ce calcul. Notre analyse dans le présent document indique que le profil futur d'un immigrant subit la forte incidence de divers facteurs mesurables comme ceux du pays d'origine et de la catégorie de visas. D'un intérêt tout particulier pour le stock de capital humain du pays est la perspective que, dans bien des cas, l'immigrant qui nous arrive dans la catégorie des travailleurs qualifiés ou des gens d'affaires quitte le pays peu après. De forts effets de cycle économique paraissent aussi se manifester. Les départs ont été singulièrement hâtifs dans le cas des cohortes touchées par la récession de 1990-1991.

Dans notre étude, nous nous sommes reportés aux données de déclaration fiscale de la BDIM pour estimer le profil de résidence des immigrants au Canada au cours de leur vie, mais cette banque de données renferme également des données précises de déclaration fiscale sur les revenus. Dans de futurs travaux, cette information servira à estimer l'échelonnement de cycle de vie des apports de revenus et de recettes fiscales des immigrants distingués par les caractéristiques individuelles que décrit la BDIM. Il sera aussi possible d'estimer un modèle plus comportemental pour brosser un tableau plus complet de l'évolution probable de l'immigration dans diverses simulations de politique publique. La modélisation des comportements sera plus complexe que celle qui fait appel aux données du « Mexican Migration Project ». Avec les données de ce projet, on a un système à peu près clos avec les mouvements entre un certain groupe de villages mexicains et les États-Unis. Les perspectives qui s'offrent aux migrants du Mexique sont marquées par les conditions qui règnent dans des villages déterminés. Dans le cas de la migration en provenance d'une grande diversité de régions du globe et où les départs peuvent ne pas nécessairement être en direction d'un point d'origine bien connu, la question est plus compliquée. On constate néanmoins que, pour certains

groupes, les ouvrages spécialisés cités dans le présent document prouvent que la plupart des départs représentent un retour au pays d'origine et on obtient donc une bonne approximation en définissant ces perspectives d'après les conditions générales du pays d'origine.

Tableau 1
Comportement de déclaration fiscale intermittente des hommes de 25 à 30 ans

Année de référence	Courte absence dans les dossiers fiscaux (%)		Longue absence dans les dossiers fiscaux (%)		Réapparition après une courte absence (%)	
	Immigrants	Canadiens de naissance	Immigrants	Canadiens de naissance	Immigrants	Canadiens de naissance
1985	20,2	13,9	17,7	7,3	12,5	47,9
1986	20,2	13,7	15,8	7,5	21,9	45,5
1987	23,2	13,7	17,9	7,8	22,9	43,3
1988	27,0	13,8	20,6	8,1	23,7	41,6
1989	33,7	14,1	24,6	8,4	26,9	40,6

Note : Les échantillons d'immigrants représentent un dénombrement complet, tiré du SDIODE, des hommes de 25 à 30 ans qui se sont établis dans l'année de référence; les échantillons de Canadiens de naissance comprennent des hommes de 25 à 30 ans nés au Canada ou arrivés il y a cinq ans et plus, dénombrement tiré pour chaque année de référence de l'échantillon de la DAL.
Une courte absence se réfère à la définition de non-déclaration, tel qu'indiqué à la page 11.
Une longue absence se réfère à une non-déclaration et il n'y a pas de réapparition dans les dossiers fiscaux dans les 10 années faisant suite à l'établissement. Les colonnes 5 et 6 rendent compte de la différence entre les courtes absences et longues absences en pourcentage des courtes absences.

Source: Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE), Banque de données longitudinales sur les immigrants, et Banque de données administratives longitudinales (DAL).

Tableau 2
Modèle de base de régression par intervalles du premier séjour (en mois et en expression logarithmique) des cohortes en établissement de 1980 à 1996 : hommes âgés de 25 à 45 ans à leur arrivée

	Coefficient	Erreur-type	Durée prévue du séjour en mois	Probabilités d'absence
Constante (1980)	5,752	0,059	314	0,458
cohorte de 1981	0,180	0,084	376	0,430
cohorte de 1982	0,232	0,084	397	0,422
cohorte de 1983	0,330	0,097	437	0,407
cohorte de 1984	0,329	0,097	437	0,407
cohorte de 1985	0,398	0,097	468	0,397
cohorte de 1986	0,639	0,090	596	0,361
cohorte de 1987	0,338	0,079	441	0,406
cohorte de 1988	0,000	0,078	314	0,457
cohorte de 1989	-0,267	0,074	240	0,499
cohorte de 1990	-0,484	0,071	194	0,532
cohorte de 1991	-0,295	0,070	234	0,503
cohorte de 1992	0,100	0,071	347	0,442
cohorte de 1993	0,432	0,074	484	0,392
cohorte de 1994	0,165	0,076	371	0,432
cohorte de 1995	0,325	0,078	435	0,408
cohorte de 1996	0,102	0,075	348	0,442
Nombre d'observations		62 745		
Logvraisemblance		-78424.75		

Note : Le groupe de référence est la cohorte en établissement en 1980.

Source : Calculs faits par les auteurs fondés sur les données du Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE) et de la Banque de données administratives longitudinales (DAL).

Tableau 3
Modèle de régression par intervalles du premier séjour (en mois et en expression logarithmique) des cohortes en établissement de 1980 à 1996 : hommes âgés de 25 à 45 ans à leur arrivée

	Coefficient	Erreur-type	Durée prévue du séjour en mois	Probabilités d'absence
Constante (1980)	4,815	0,087	123	0,613
Cohorte de 1981	0,300	0,081	166	0,566
Cohorte de 1982	0,324	0,082	170	0,562
Cohorte de 1983	0,477	0,095	198	0,538
Cohorte de 1984	0,409	0,094	185	0,549
Cohorte de 1985	0,541	0,095	211	0,527
Cohorte de 1986	0,696	0,088	247	0,502
Cohorte de 1987	0,523	0,077	208	0,530
Cohorte de 1988	0,282	0,076	163	0,569
Cohorte de 1989	-0,139	0,072	107	0,634
Cohorte de 1990	-0,273	0,070	93	0,654
Cohorte de 1991	-0,141	0,070	107	0,634
Cohorte de 1992	0,326	0,071	170	0,562
Cohorte de 1993	0,698	0,074	247	0,502
Cohorte de 1994	0,524	0,075	208	0,530
Cohorte de 1995	0,607	0,076	226	0,517
Cohorte de 1996	0,392	0,074	182	0,551
Études postsecondaires non universitaires	0,076	0,032	133	0,601
Baccalauréat ou grade supérieur	-0,089	0,031	112	0,626
Français	-0,269	0,057	94	0,654
Anglais et français	-0,344	0,051	87	0,665
Ni anglais ni français	0,235	0,032	155	0,576
Marié	0,287	0,029	164	0,568
Veuf, séparé ou divorcé	-0,177	0,081	103	0,640

Tableau 3
Modèle de régression par intervalles du premier séjour (en mois et en expression logarithmique) des cohortes en établissement de 1980 à 1996 : hommes âgés de 25 à 45 ans à leur arrivée (fin)

	Coefficient	Erreur-type	Durée prévue du séjour en mois	Probabilités d'absence
Catégorie des gens d'affaires	-0,582	0,055	68	0,699
Catégorie des travailleurs qualifiés	-0,305	0,037	90	0,659
Catégorie de la famille (parents aidés)	-0,148	0,046	106	0,635
Catégorie des réfugiés	0,256	0,041	159	0,573
Autres catégories d'admission	0,166	0,053	145	0,587
Âge à l'arrivée : 30 à 34 ans	-0,049	0,032	117	0,620
Âge à l'arrivée : 35 à 39 ans	-0,074	0,037	114	0,624
Âge à l'arrivée : 40 à 45 ans	-0,008	0,041	122	0,614
Europe	1,009	0,066	338	0,452
Asie sans Hong Kong	0,740	0,065	258	0,495
Hong Kong	-0,549	0,070	71	0,694
Moyen-Orient	0,095	0,056	135	0,598
Afrique	0,870	0,076	294	0,475
Antilles et Guyane	1,241	0,080	426	0,416
Amérique du Sud et Amérique Centrale	-0,136	0,079	107	0,634
Océanie et Australie	0,521	0,123	207	0,531
Nombre d'observations	62 722			
Logvraisemblance	-76860.59			

Note : Le groupe de référence est la cohorte en établissement en 1980 qui n'a pas fait d'études postsecondaires, qui connaît l'anglais, qui est célibataire, qui appartient à la catégorie de la famille et qui s'est établi en provenance de l'Amérique du Nord à l'âge de 25 à 29 ans.

Source : Calculs fait par les auteurs fondés sur les données du Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE) et de la Base de données sur l'immigration (BDIM).

Tableau 4
Modèle de durée discontinu dans le temps pour les cohortes en établissement de 1980 à 1996 : hommes âgés de 25 à 45 ans à leur arrivée

	Coefficient	Erreur-type	Probabilités d'absence
Cohorte de 1981	-0,106	0,092	0,543
Cohorte de 1982	-0,176	0,106	0,518
Cohorte de 1983	-0,149	0,114	0,528
Cohorte de 1984	-0,005	0,111	0,579
Cohorte de 1985	-0,252	0,113	0,491
Cohorte de 1986	-0,455	0,102	0,424
Cohorte de 1987	-0,147	0,093	0,528
Cohorte de 1988	-0,059	0,088	0,560
Cohorte de 1989	0,162	0,084	0,641
Cohorte de 1990	0,175	0,082	0,646
Cohorte de 1991	0,084	0,080	0,612
Cohorte de 1992	-0,328	0,086	0,466
Cohorte de 1993	-0,452	0,094	0,425
Cohorte de 1994	-0,378	0,094	0,449
Cohorte de 1995	-0,495	0,096	0,412
Cohorte de 1996	-0,201	0,088	0,509
Études postsecondaires non universitaires	-0,046	0,039	0,564
Baccalauréat ou grade supérieur	0,073	0,037	0,608
Français	0,110	0,068	0,622
Anglais et français	0,175	0,059	0,646
Ni anglais ni français	-0,154	0,039	0,526
Marié	-0,193	0,033	0,512
Veuf, séparé ou divorcé	-0,017	0,093	0,575
Catégorie des gens d'affaires	0,275	0,065	0,682
Catégorie des travailleurs qualifiés	0,194	0,043	0,653

Tableau 4
Modèle de durée discontinu dans le temps pour les cohortes en établissement de 1980 à 1996 : hommes âgés de 25 à 45 ans à leur arrivée (fin)

	Coefficient	Erreur-type	Probabilités d'absence
Catégorie de la famille (parents aidés)	0,044	0,055	0,598
Catégorie des réfugiés	-0,144	0,050	0,529
Autres catégories d'admission	-0,009	0,061	0,578
Âge à l'arrivée : 30 à 34 ans	0,086	0,037	0,613
Âge à l'arrivée : 35 à 39 ans	0,122	0,043	0,626
Âge à l'arrivée : 40 à 45 ans	0,099	0,049	0,618
Europe	-0,619	0,071	0,374
Asie sans Hong Kong	-0,471	0,068	0,419
Hong Kong	0,302	0,072	0,692
Moyen-Orient	-0,065	0,068	0,558
Afrique	-0,520	0,083	0,404
Antilles et Guyane	-0,828	0,092	0,316
Amérique du Sud et Amérique Centrale	0,112	0,083	0,623
Océanie et Australie	-0,401	0,144	0,442
Constante (1980)	-3,880	0,100	0,581
Nombre d'observations		111 822	
Logvraisemblance		-14907.03	

Note : Échantillon en regroupement d'octobre à décembre. Le modèle présente un hasard en droite de référence et par morceaux (1 à 12, 13 à 24, 25 à 36, 37 à 60 et plus de 60 mois).

Source : Calculs fait par les auteurs fondés sur les données du Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE) et de la Base de données sur l'immigration (BDIM).

Tableau 5
Taux de maintien en résidence 5, 10, 15 et 20 ans après l'établissement à l'aide des données de recensement pour les hommes

		Taux de maintien en résidence, diverses années, après l'établissement			
Année	Nombre d'établis-sements	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans
Ensemble des hommes					
1981	63 470	80,9	77,5	71,6	68,8
1986	49 380	90,2	86,6	82,7	..
1991	116 720	72,6	64,0	..	..
1996	111 290	76,3	..	..	..
Hommes âgés de 25 à 35 ans à leur établissement					
1981	18 040	76,2	76,9	70,8	67,6
1986	15 580	88,6	86,3	78,5	..
1991	40 860	63,7	57,2	..	..
1996	32 920	65,8	..	..	..

Note : Le nombre d'établissements est tiré des dossiers du droit d'établissement et vise l'année civile. Les taux de maintien en résidence sont fondés sur les données numériques des années de recensement qui relèvent les années de migration des particuliers.
.. indisponible pour une période de référence précise

Source : Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE) et données des recensements de la population.

Tableau 6
Taux de maintien en résidence 5, 10, 15 et 20 ans après l'établissement selon les régions d'origine : hommes âgés de 25 à 35 ans à leur établissement

		Taux de maintien en résidence, diverses années, après l'établissement			
Année	Nombre d'établis-sements	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans
Amérique du Nord					
1981	1 440	50,7	44,1	45,1	40,3
1986	750	72,0	72,0	56,7	..
1991	580	74,1	72,4	..	..
1996	690	54,3	..	..	..
Europe					
1981	7 680	74,0	68,8	61,8	59,6
1986	4 140	83,0	85,9	73,4	..
1991	8 240	70,1	59,4	..	..
1996	7 030	72,3	..	..	..
Asie					
1981	5 850	91,2	86,8	86,4	75,4
1986	6 650	87,5	91,3	83,5	..
1991	21 050	63,0	53,6	..	..
1996	19 860	58,3	..	..	..

Tableau 6
Taux de maintien en résidence 5, 10, 15 et 20 ans après l'établissement selon les régions d'origine : hommes âgés de 25 à 35 ans à leur établissement (fin)

		Taux de maintien en résidence, diverses années, après l'établissement			
Année	Nombre d'établis-sements	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans
Afrique					
1981	820	99,4	116,5	122,0	113,4
1986	1 170	124,0	110,3	83,8	
1991	4 180	69,5	54,3	..	..
1996	2 490	80,9	..	..	..

Note : .. indisponible pour une période de référence précise

Source : Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE) et données des recensements de la population.

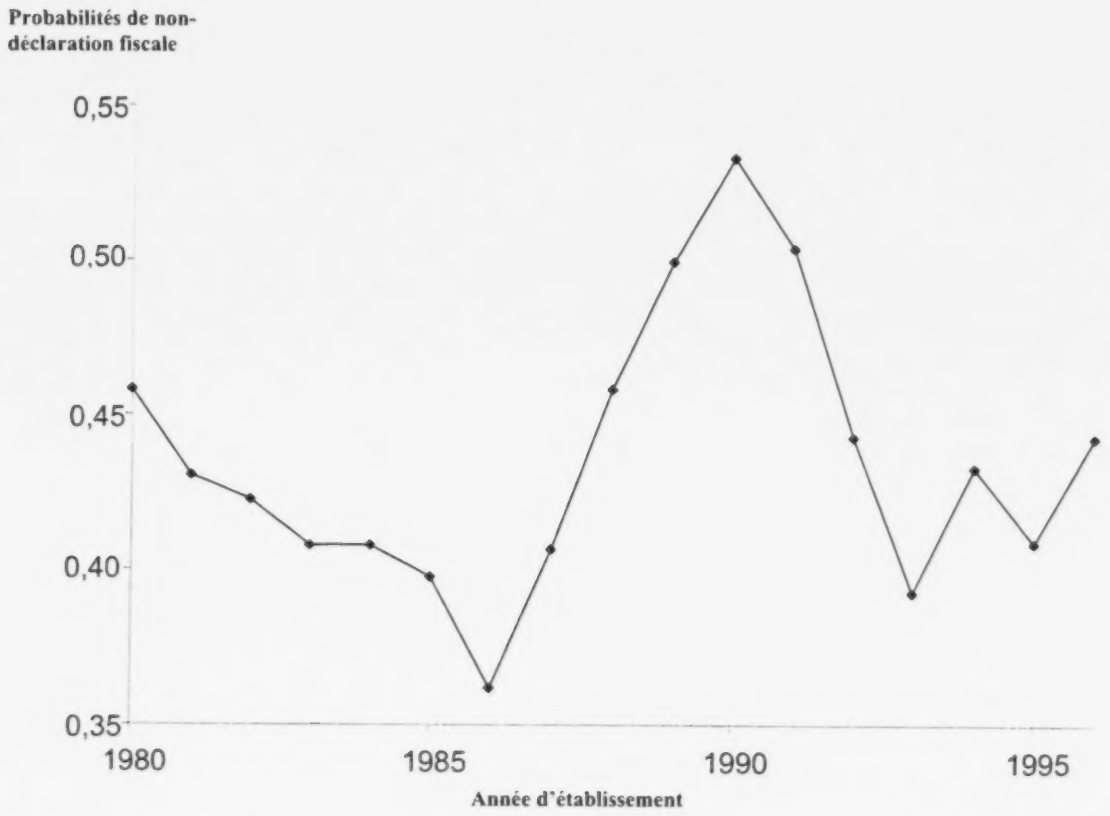
Tableau 7
Taux de maintien en résidence 5, 10, 15 et 20 ans après l'établissement : hommes âgés de 25 à 35 ans à leur établissement

		Taux de maintien en résidence, diverses années, après l'établissement			
Année	Nombre d'établis-sements	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans
1981	18 040	78,6	70,0	67,1	65,5
1986	15 580	84,5	81,5	78,5	..
1991	40 860	77,7	73,4	..	..
1996	32 920	77,0	..	..	..

Note : Le nombre d'établissements est tiré des dossiers du droit d'établissement; les taux de maintien en résidence sont fondés sur l'hypothèse suivant laquelle quatre années consécutives de non-déclaration fiscale selon la BDIM représentent une émigration.
.. indisponible pour une période de référence précise

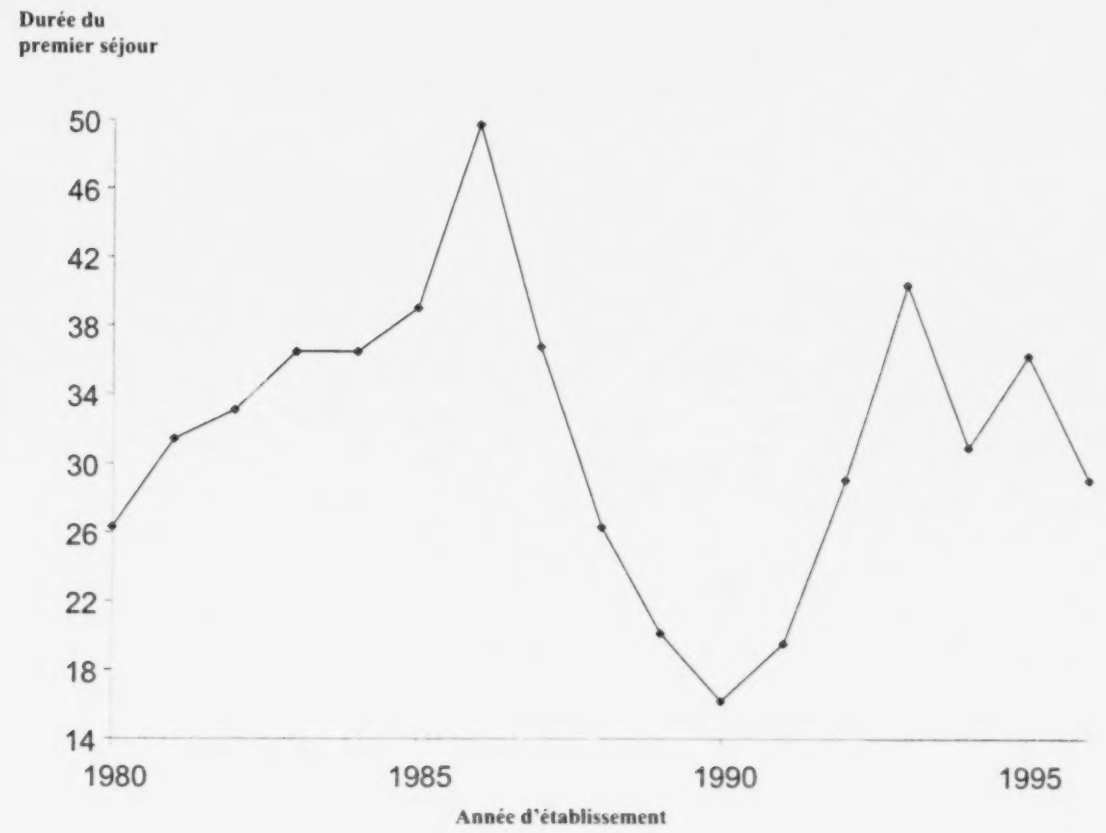
Source : Calculs fait par les auteurs fondés sur les données du Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE) et de la Base de données sur l'immigration (BDIM).

Figure 1
Probabilités d'absence dans les 20 premières années selon l'année d'établissement



Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation du tableau 2.

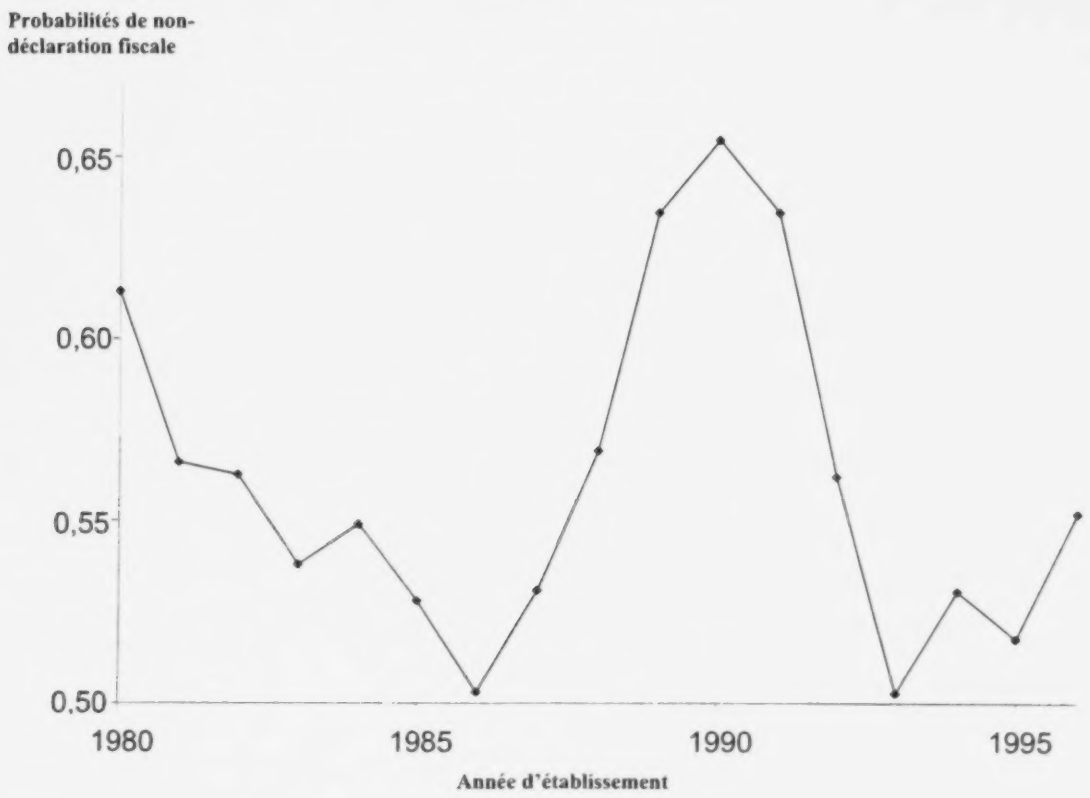
Figure 2
Durée prévue (en années) du premier séjour selon l'année d'établissement



Note : Les durées prévues de séjour estimées au tableau 2 sont converties en années dans cette figure par commodité de présentation.

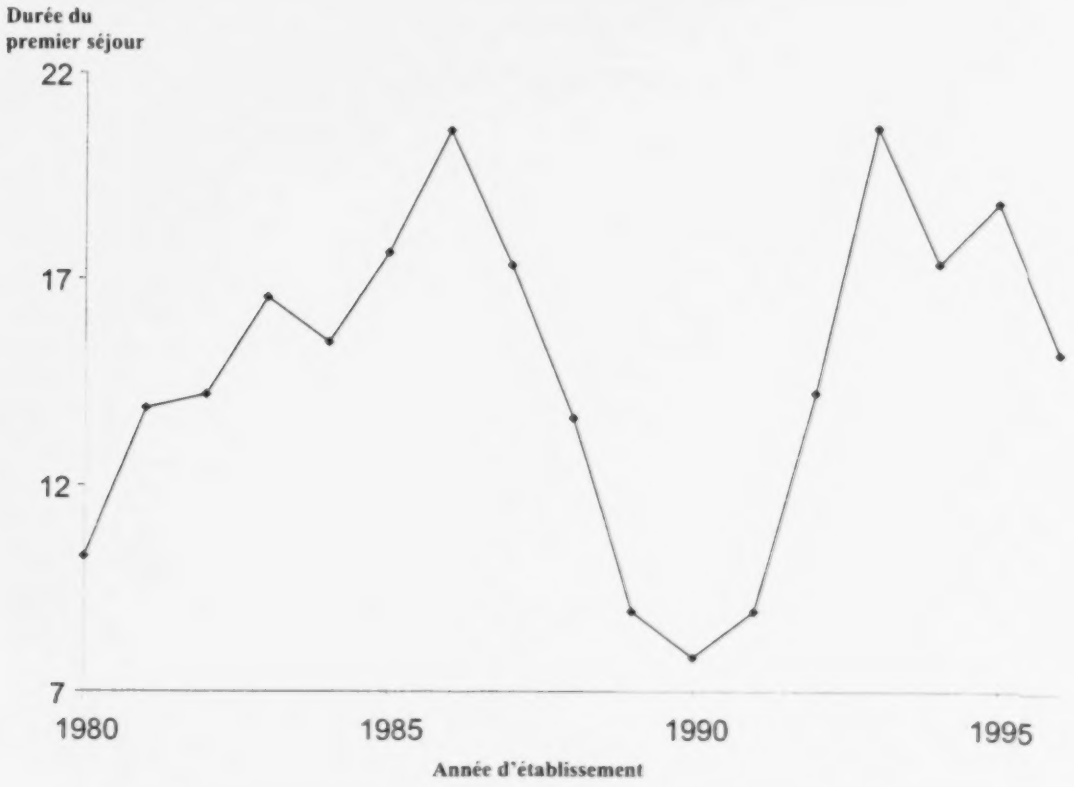
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation du tableau 2.

Figure 3
Probabilités d'absence dans les 20 premières années selon l'année d'établissement



Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation du tableau 3.

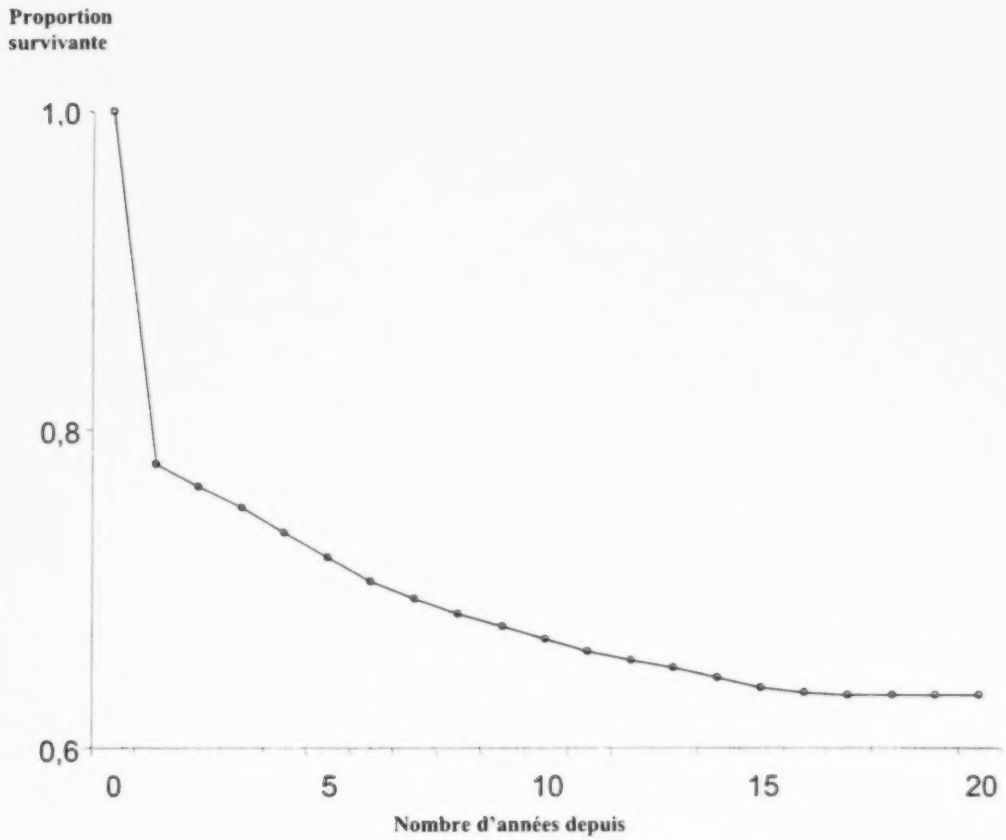
Figure 4
Durée prévue (en années) du premier séjour selon l'année d'établissement



Note : Les durées prévues de séjour estimées au tableau 3 sont converties en années dans cette figure par commodité de présentation.

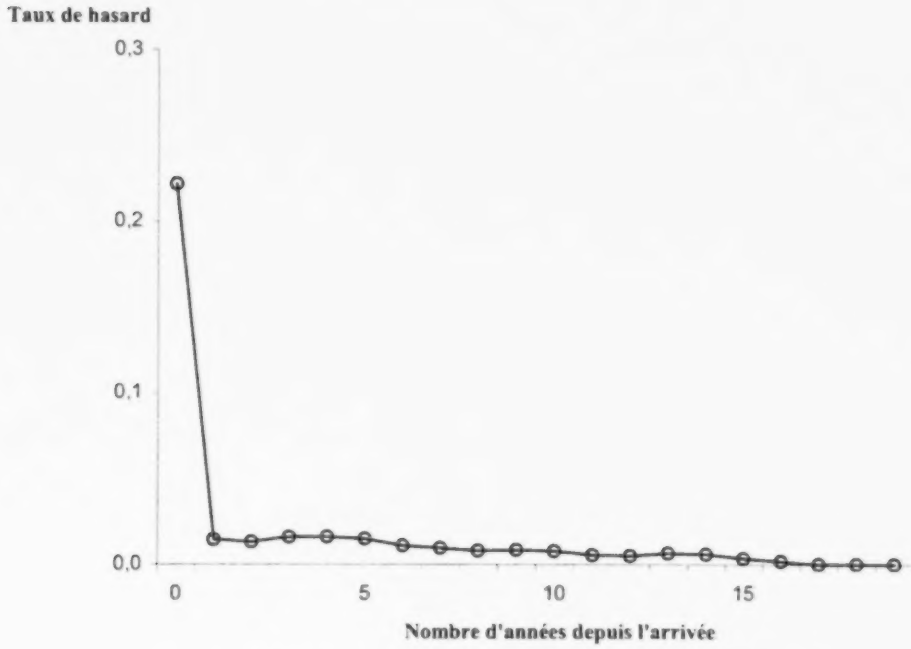
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation du tableau 3.

Figure 5
Fonctions de survie à l'aide des tables de survie pour l'ensemble des immigrants



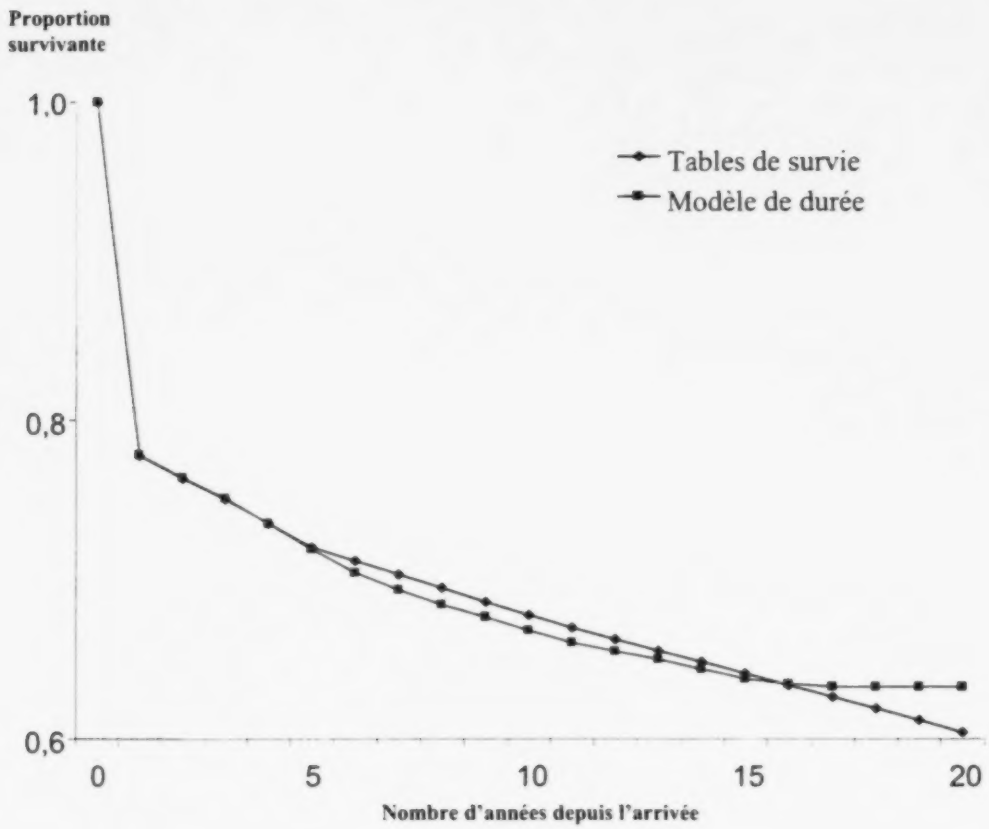
Source : Calcul des auteurs fondé sur une analyse de tables de survie.

Figure 6
Taux de hasard estimés à l'aide des tables de survie pour l'ensemble des immigrants



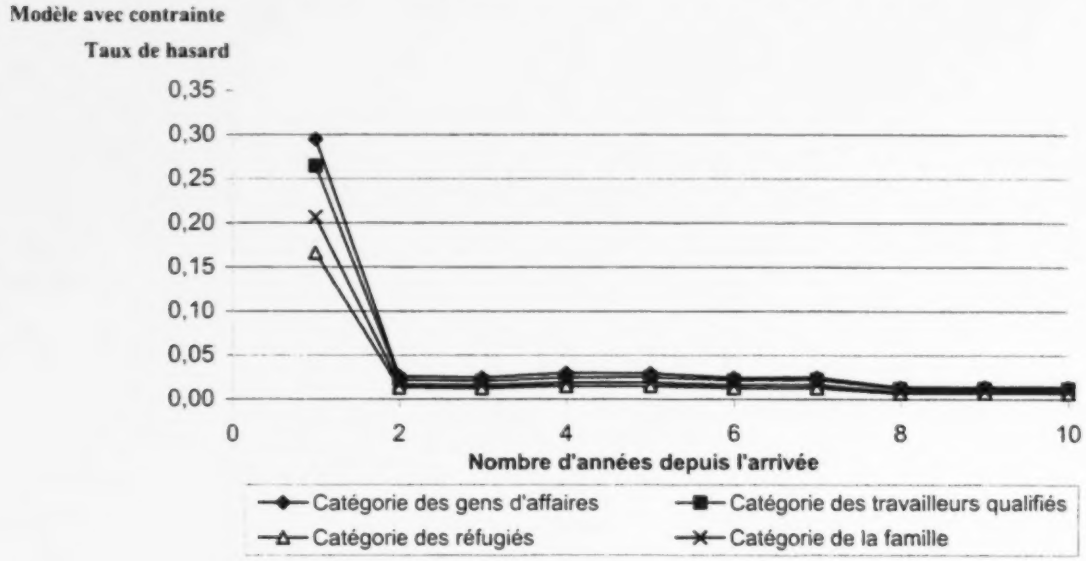
Source : Calcul des auteurs fondé sur une analyse de tables de survie.

Figure 7
Fonctions prévisionnelle et empirique de survie



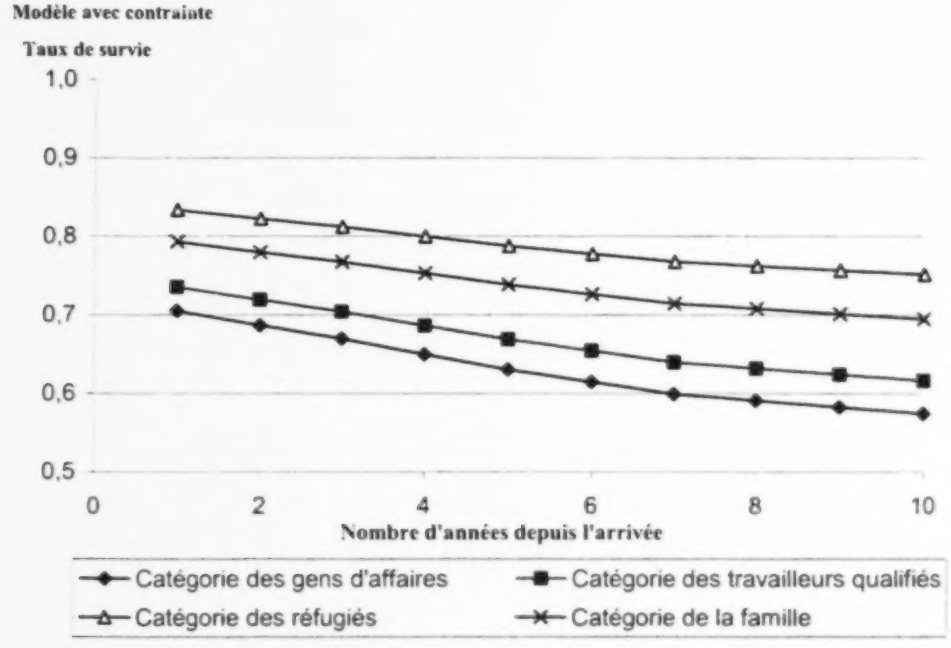
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de tables de survie et le modèle des hasards proportionnels.

Figure 8a
Taux de hasard proportionnel à temps discontinu selon les catégories de visas



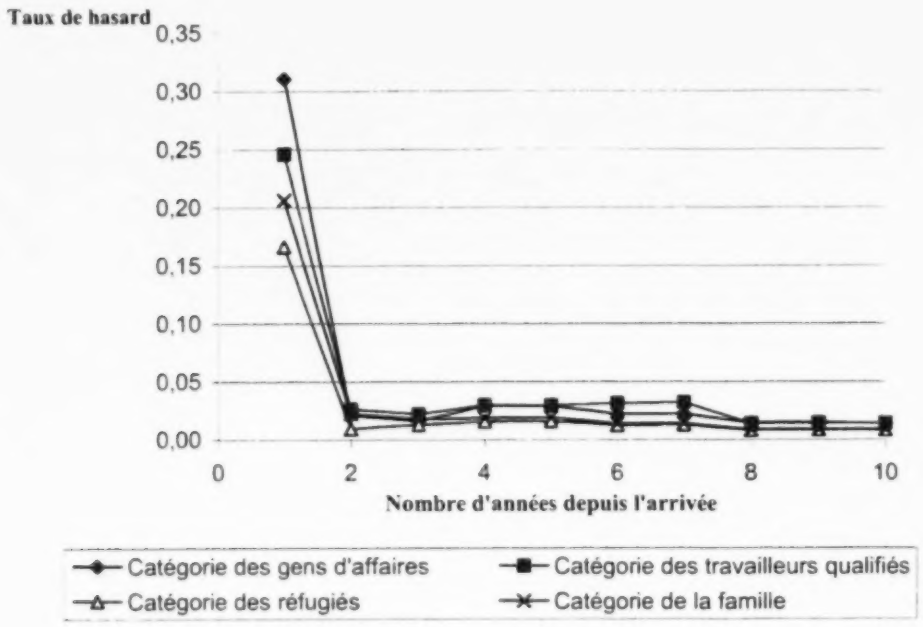
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation de durée au tableau 4.

Figure 8b
Taux de survie proportionnel à temps discontinu selon les catégories de visas



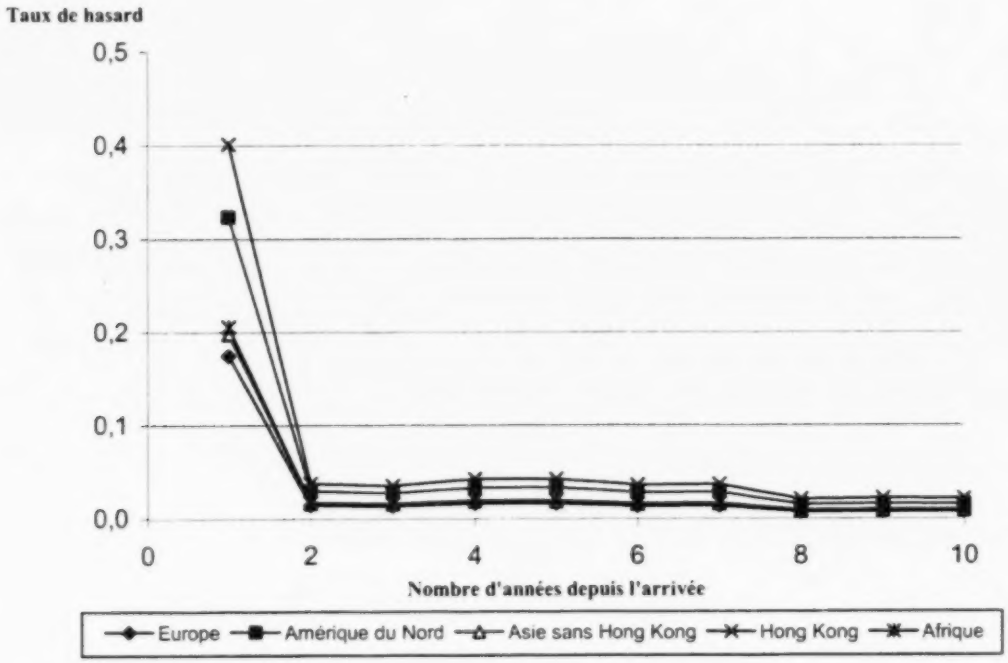
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation de durée au tableau 4.

Figure 9
Taux de hasard à temps discontinu selon les catégories de visas



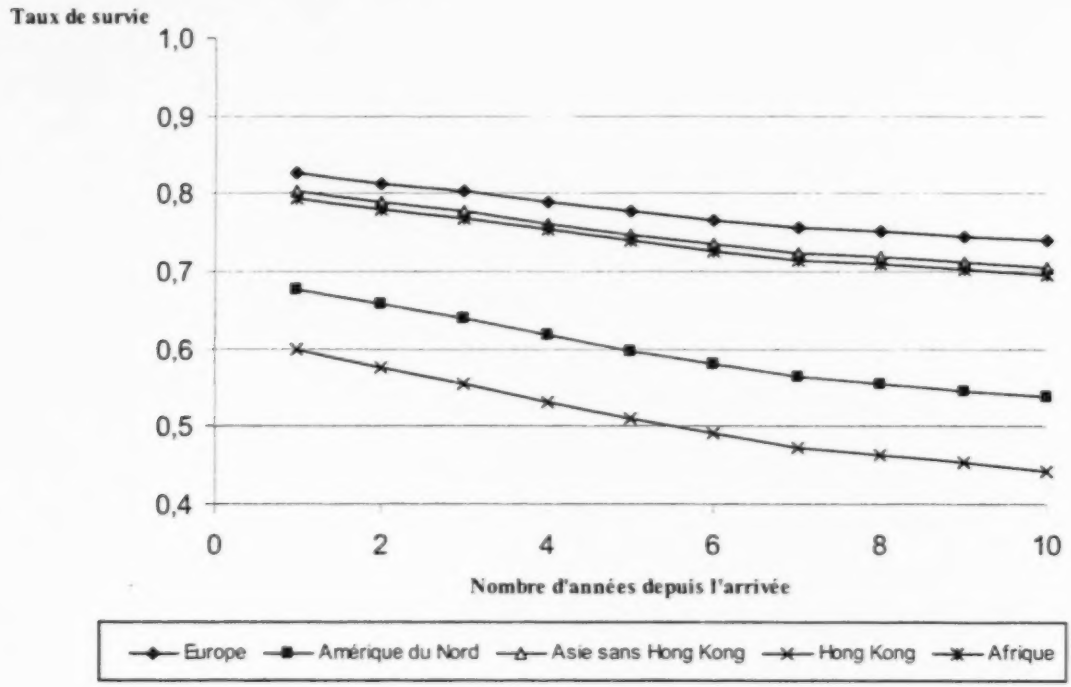
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation de durée selon la catégorie de visas.

Figure 10a
Taux de hasard proportionnel à temps discontinu selon la région d'origine



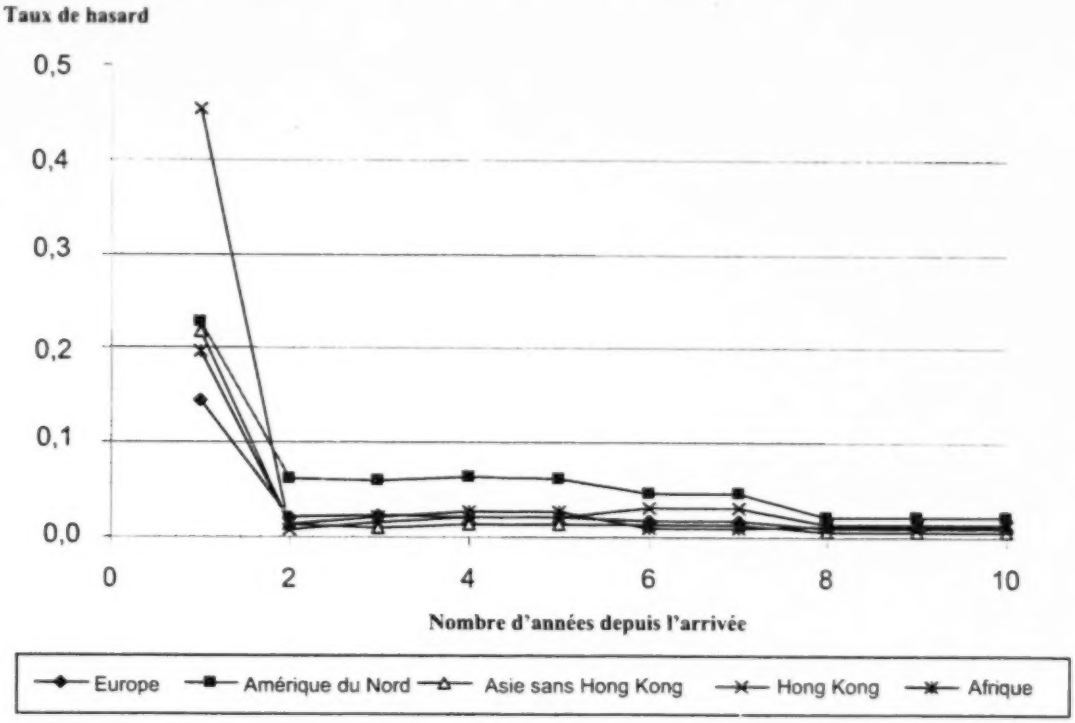
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation de durée au tableau 4.

Figure 10b
Taux de survie proportionnel à temps discontinu selon la région d'origine



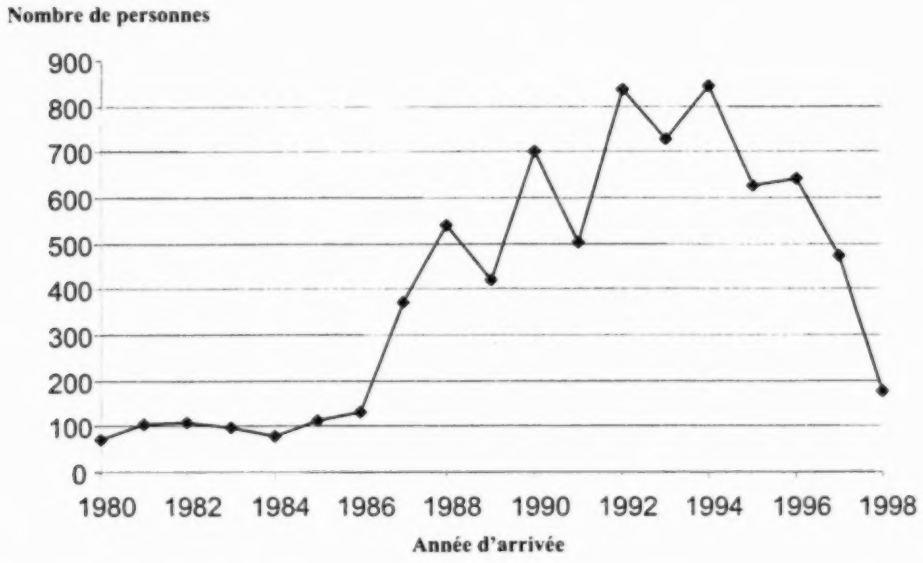
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation de durée au tableau 4.

Figure 11
Taux de hasard à temps discontinu selon la région d'origine



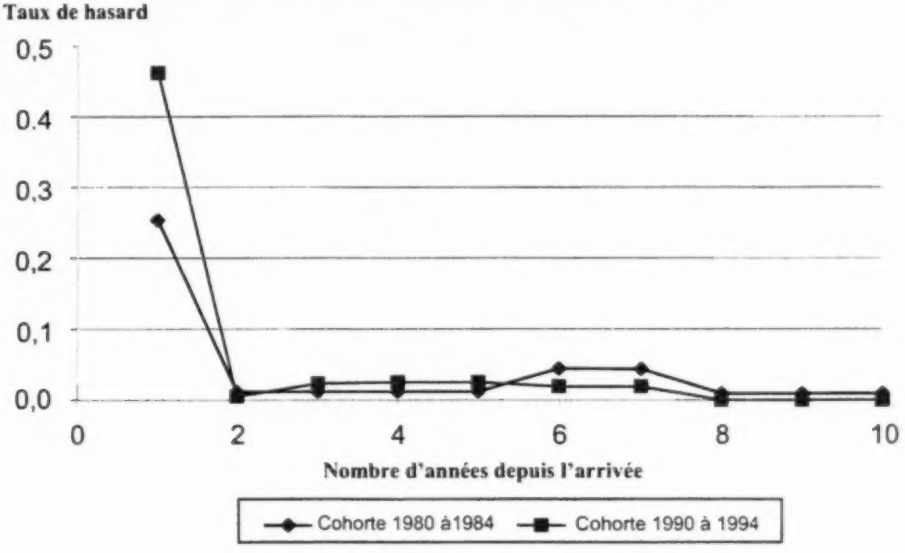
Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation de durée selon le pays d'origine.

Figure 12
Établissements d'hommes de 25 à 45 ans en provenance de Hong Kong, 1980 à 1996



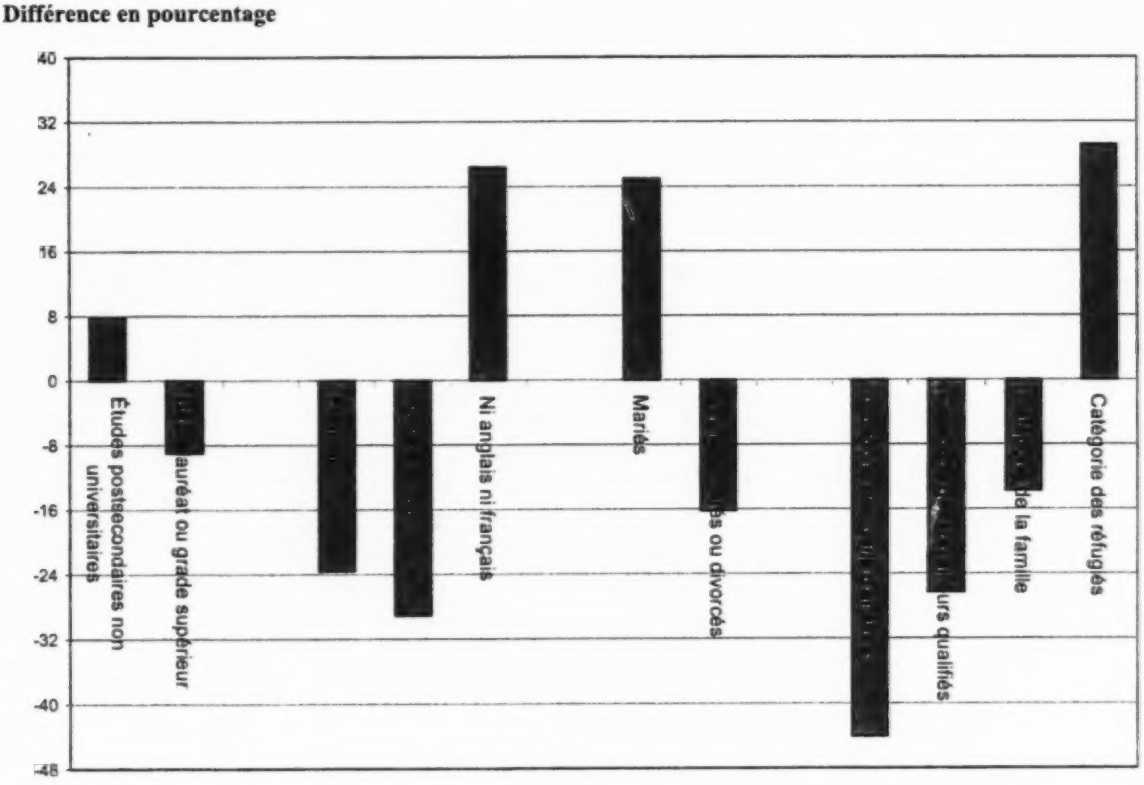
Source : Calcul des auteurs fondé sur les données de droit d'établissement.

Figure 13
Taux de hasard à temps discontinu pour Hong Kong selon la cohorte



Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de modélisation de durée pour Hong Kong.

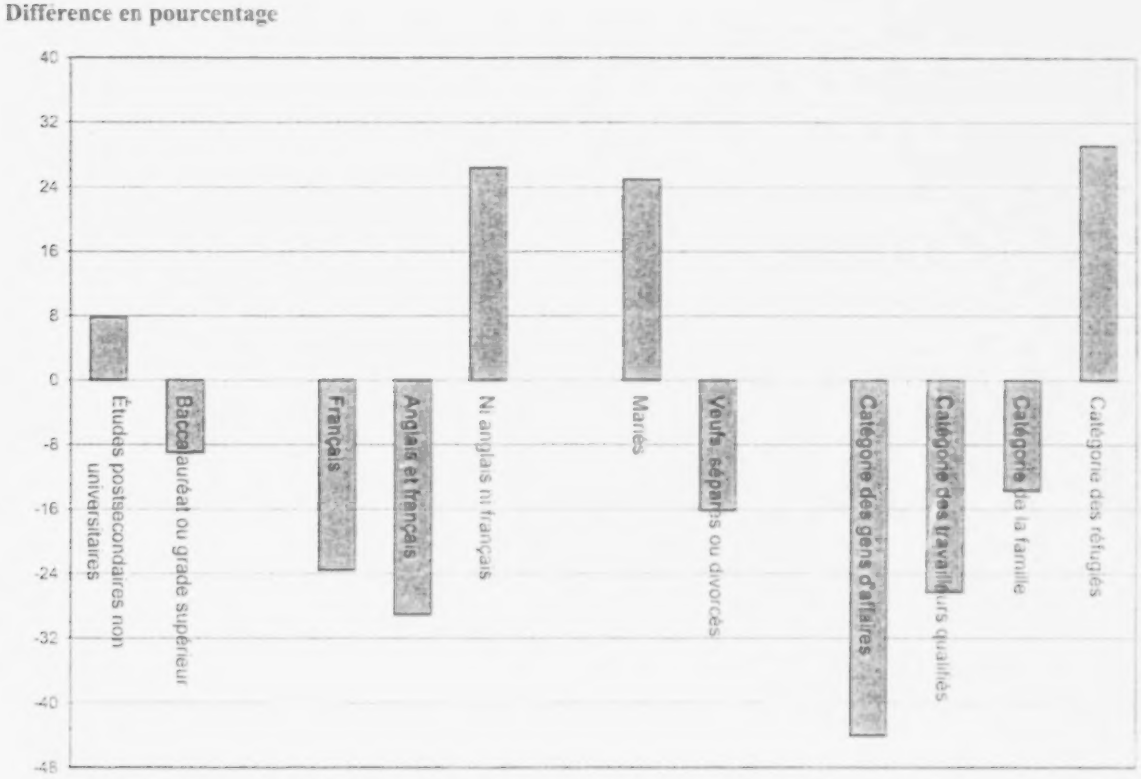
Figure 14
Différences en pourcentage de la durée de séjour selon la scolarité, la compétence linguistique et la catégorie de visas



Note : Les différences que présente cette figure visent une personne de référence qui est célibataire, qui n'a pas fait d'études postsecondaires, qui connaît l'anglais et qui a été admise dans la catégorie de la famille. Le graphique à barres indique, pour la catégorie des gens d'affaires par exemple, la différence de durée de séjour entre un membre de cette catégorie et la personne de référence qui est un immigrant de la catégorie de la famille.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats de l'analyse de régression par intervalles au tableau 3.

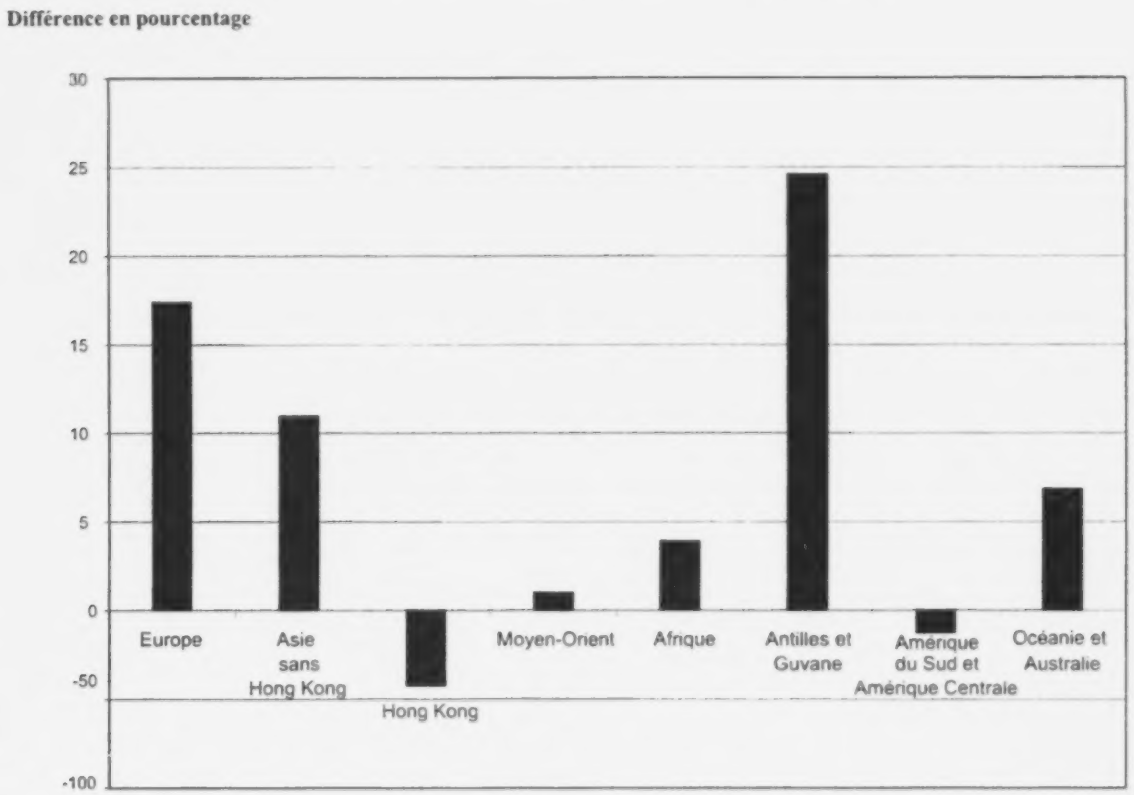
Figure 14
Différences en pourcentage de la durée de séjour selon la scolarité, la compétence linguistique et la catégorie de visas



Note : Les différences que présente cette figure visent une personne de référence qui est célibataire, qui n'a pas fait d'études postsecondaires, qui connaît l'anglais et qui a été admise dans la catégorie de la famille. Le graphique à barres indique, pour la catégorie des gens d'affaires par exemple, la différence de durée de séjour entre un membre de cette catégorie et la personne de référence qui est un immigrant de la catégorie de la famille.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats de l'analyse de régression par intervalles au tableau 3.

Figure 15
Différences en pourcentage de la durée de séjour selon la région d'origine



Note : Les différences en pourcentage que présente cette figure visent un immigrant en provenance d'Amérique du Nord.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats d'analyse de régression par intervalles au tableau 3.

Annexe

Définition des séjours

Les séjours sont tirés de données de déclaration fiscale. Les gens ont la « possibilité » de produire une déclaration de revenus dans toute année de résidence au pays. On sait qu'un séjour a pris fin si quatre ou plus de ces possibilités de déclaration ont été manquées de façon consécutive, la première possibilité, celle de l'année d'établissement, étant exclue. Considérons deux personnes qui ont obtenu le droit d'établissement en janvier et décembre 1980, respectivement. La première possibilité de déclaration aux fins de la définition du séjour est l'année d'imposition 1981.

S'il n'y a pas eu déclaration en 1981 ni dans les trois années qui ont suivi (1984 est la dernière année d'imposition considérée),

(i) la date de fin de séjour est une date inconnue entre janvier 1981 et décembre 1981 pour la personne en établissement en décembre 1980 et entre février 1980 et décembre 1981 pour la personne en établissement en janvier 1980; et

(ii) la date de début du séjour est la date d'établissement, soit janvier 1980 ou décembre 1980.

S'il y a eu déclaration en 1981 et non-déclaration pour les quatre possibilités suivantes (1985 est la dernière année d'imposition considérée),

(i) la date de fin du séjour est une date inconnue entre janvier 1982 et décembre 1982 pour les deux personnes; et

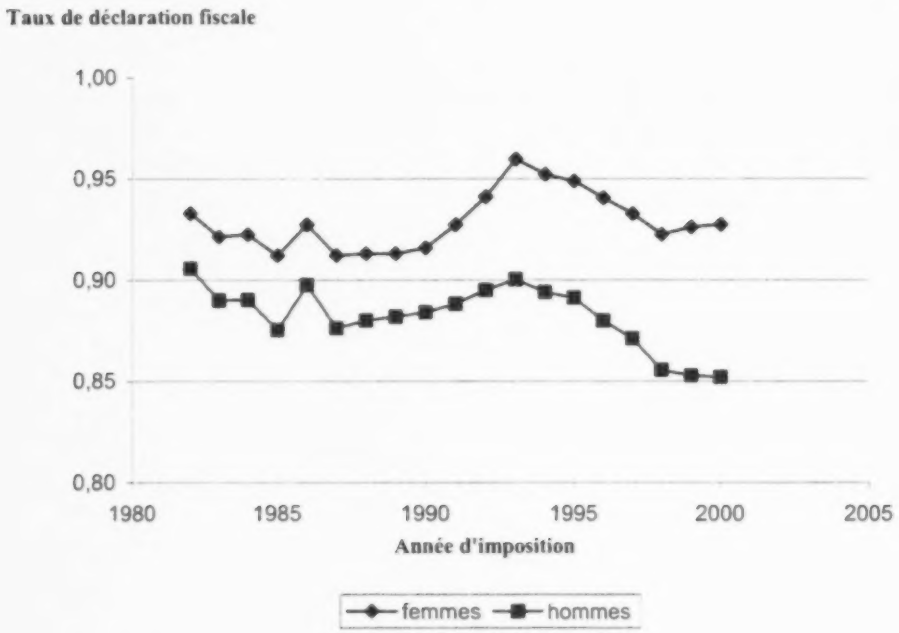
(ii) la date de début du séjour est la date d'établissement, soit janvier 1980 ou décembre 1980.

Enfin, s'il y a réapparition dans les dossiers fiscaux, disons dans les années d'imposition 1987 et 1988, et que suit une période de quatre années consécutives de non-déclaration qui se termine dans l'année d'imposition 1992,

(i) la date de fin du second séjour est une date inconnue entre janvier 1989 et décembre 1989 pour les deux personnes; et

(ii) la date de début du séjour est une date inconnue entre janvier 1987 et décembre 1987.

Figure A1
Taux de déclaration fiscale selon le sexe



Source : Calcul des auteurs fondé sur les estimations de couverture de la Banque de données administratives longitudinales (DAL).

Bibliographie

Angelucci, M. 2003. « US Border Enforcement and the Inflow-Outflow of Mexican Illegal Migration ». Polycopié.

Beach, C. M., A. G. Green et J. G. Reitz (rév.). 2003. « Canadian Immigration Policy for the 21st Century ». John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy. McGill-Queen's University Press.

Borjas, G. J. et B. Bratsberg. 1996. « Who Leaves? The Outmigration of the Foreign Born ». *The Review of Economics and Statistics*. LXXVIII, 1 : 165–176.

Colussi, A. 2004. « Migrants' Networks: An Estimable Model of Illegal Mexican Immigration ». Polycopié.

Constant, A. et D. S. Massey. 2002. « Self-Selection, Earnings, and Out-Migration: A Longitudinal Study of Immigrants to Germany ». Institute for the Study of Labor (IZA). Document de discussion, n° 672.

Jasso, G. et M. R. Rosenzweig. 1982. « Estimating the Emigration Rates of Legal Immigrants Using Administrative and Survey Data: The 1971 Cohort of Immigrants to the United States ». *Demography*. 19, 3 : 279–290.

Jenkins, S. 2003. « Survival Analysis with Stata Course Notes ». Institute for Social and Economic Research (ISER), University of Essex.

Lam, K.-C. 1994. « Outmigration of Foreign-Born Members in Canada ». *Canadian Journal of Economics*. XXVII, 2 : 352–370.

Massey, D. S., J. Durand et N. J. Malone. 2002. « Beyond Smoke and Mirrors: Mexican Immigration in an Era of Free Trade ». New York : Russell Sage Foundation.

Meyer, B. D. 1990. « Unemployment Insurance and Unemployment Spells ». *Econometrica*. 58, 4 : 757–782.

Michalowski, M. 1991. « Foreign-born Canadian Emigrants and Their Characteristics, (1981-1986) ». *International Migration Review*. 25, 1 : 28–59.

Munshi, K. 2003. « Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U.S. Labor Market ». *Quarterly Journal of Economics*. 118, 2 : 549–599.

Piore, M. 1979. « Birds of Passage: Migrant Labor and Industrial Societies ». New York : Cambridge University Press.

Prentice, R. et L. Gloecker. 1978. « Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data ». *Biometrics*. 34, 1 : 57–67.

Warren, R. et J. Marks Peck. 1980. « Foreign-Born Emigration from the United States: 1960 to 1970 ». *Demography*. 17, 1 : 71–84.